

**PERBANDINGAN MODEL ASIMETRIS VOLATILITAS RETURN  
INDEKS SAHAM DENGAN EGARCH DAN EGARCH-ECM  
PADA PASAR SAHAM SYARIAH DAN KONVENSIONAL**

Tesis ini disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar  
Magister Sains (M.Si)  
di  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya

Oleh:  
**RETNO TRI VULANDARI**  
NRP. 1213 201 005

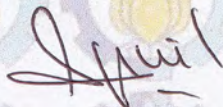
Tanggal ujian : 12 Maret 2015  
Periode Wisuda : September 2015

Disetujui oleh:



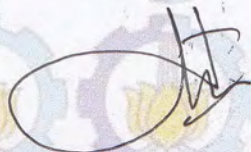
Endah Rokhmati M.P., S.Si., M.T., Ph.D.  
NIP. 19761213 200212 2 001

(Pembimbing)



Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si.  
NIP. 19660414 199102 2 001

(Penguji)



Dr. Hariyanto, M.Si.  
NIP. 19530414 198203 1 002

(Penguji)



**Direktur Program Pascasarjana ITS**

**Prof. Dr. Ir. Adi Soeprijanto, M.T.**  
NIP. 19640405 199002 1 001



# PERBANDINGAN MODEL ASIMETRIS VOLATILITAS RETURN INDEKS SAHAM DENGAN EGARCH DAN EGARCH-ECM PADA PASAR SAHAM SYARIAH DAN KONVENSIONAL

Nama Mahasiswa : Retno Tri Vlandari

NRP : 1213201005

Pembimbing : Endah Rokhmah M.P., S.Si., M.T., Ph.D.

## ABSTRAK

Saham adalah surat berharga yang merupakan tanda kepemilikan terhadap suatu perusahaan sedangkan indeks saham adalah indikator pergerakan harga saham. Sejak berdiri pada tahun 1977, Bursa Efek Indonesia memperdagangkan saham berbasis konvensional, kemudian pada tahun 2000 muncul suatu indeks baru yang berbasis syariah yaitu *Jakarta Islamic Index* (JII) yang terdiri dari 30 emiten yang tergabung dalam BEI. Pada tahun 2011 diluncurkan indeks berbasis syariah yaitu Indeks Saham Syariah Indonesia (ISSI) yang terdiri dari 322 emiten dari 501 emiten yang terdaftar di BEI. Pada penelitian ini digunakan data *return* IHSG dan ISSI yang menggambarkan *return* rata-rata yang akan diperoleh jika berinvestasi pada pasar saham konvensional dan syariah di Indonesia. Selain itu, *return* indeks juga menunjukkan arah pergerakan saham. Kedua data tersebut memiliki dua sifat data runtun waktu yaitu heteroskedastisitas dan pengelompokan volatilitas. Dalam penelitian ini terbukti kedua data bersifat asimetris, oleh karena itu model EGARCH digunakan. Pada periode 22 Juni 2011 sampai 15 Agustus model terbaik untuk *return* IHSG adalah model AR(1) EGARCH(1,1) dan untuk *return* ISSI adalah model AR(1) EGARCH(1,2). Pada penelitian ini, *return* IHSG terbukti terdapat hubungan kointegrasi dengan *return* ISSI, tetapi tidak terbukti terdapat hubungan dua arah. Dalam uji kausalitas *return* ISSI dipengaruhi oleh *return* IHSG, oleh karena itu model koreksi kesalahan dapat digunakan untuk memperoleh nilai prediksi *return* ISSI terbaik. Pada periode tersebut, model EGARCH-ECM(1,1) digunakan. Hasil perbandingan eror diperoleh nilai MSE model EGARCH-ECM(1,1) lebih kecil daripada model AR(1) EGARCH(1,2). Hal ini menunjukkan model EGARCH-ECM lebih baik digunakan untuk memprediksi data *return* ISSI pada periode tersebut.

**Kata kunci :** EGARCH, Error Correction Model, IHSG, ISSI.



# COMPARISON OF ASYMMETRIES MODEL OF RETURN VOLATILITY STOCK INDEX WITH EGARCH AND EGARCH-ECM FOR SHARIA AND CONVENTIONAL STOCK MARKET

Name : Retno Tri Vulandari  
NRP : 1213201005  
Advisor : Endah Rokhmati M.P., S.Si., M.T., Ph.D.

## ABSTRACT

Stocks are securities as a sign of ownership of a company, while the stock index is an indicator of stock price movement. Since established in 1977, Indonesia Stock Exchange traded stock based on conventional, then in year 2000 a new index based on sharia named Jakarta Islamic Index (JII) which consists of 30 issuers listed in IDX. In year 2011 launched sharia-based index that Indonesia Sharia Stock Index (ISSI), which consists of 322 issuers listed IDX. In this study used JCI and ISSI return data that describes the average return that would be obtained if investing in conventional and sharia stock market in Indonesia. In addition, the return indices also indicate the direction of movement of the stock. Both of these data have two properties of time series data are heteroskedasticity and clustering of volatility. In this study proved both the data is asymmetrical, therefore EGARCH models used. In the period from June 22, 2011 until August 15, 2014, best model for return JCI is AR (1) EGARCH (1,1) and best model for return ISSI is AR (1) EGARCH (1,2). In this study, the JCI return was proven cointegration relationship exists with the ISSI return, but they were not proven causality exists. In causality test ISSI return is depended on JCI return, therefore the error correction model can be used to predict the best value ISSI return. In that period, EGARCH-ECM (1,1) is used. The comparison of error result, MSE values of EGARCH-ECM(1.1) is smaller than AR (1) EGARCH (1,2) one. This suggests EGARCH-ECM better used to predict ISSI return data for the period.

**Keywords:** *EGARCH, Error Correction Model, Indonesian Sharia Stock Index, Jakarta Composite Index*



## KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan kehadiran Allah SWT, yang telah memberikan rahmatNya sehingga tesis yang berjudul **“Perbandingan Model Asimetris Volatilitas Return Indeks Saham dengan EGARCH dan EGARCH-ECM pada Pasar Saham Syariah dan Konvensional”** ini dapat disusun oleh penulis.

Tesis ini disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar Magister dalam program studi Matematika fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam pada Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya. Penyusunan tesis ini tak lepas dari bantuan, pengarahan dan dorongan dari berbagai pihak. Oleh karena itu dengan kerendahan hati penulis mengucapkan terima kasih kepada

1. Endah Rokhmah M.P., S.Si., M.T., Ph.D. selaku pembimbing yang telah memberikan bimbingan, dorongan, dan pengarahan dalam penulisan tesis,
2. Dr. Subiono, M.Si. selaku Ketua Program Studi Magister Matematika ITS yang telah memberi kemudahan dan informasi selama masa perkuliahan,
3. Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si. dan Dr. Hariyanto, M.Si. selaku tim penguji Tesis yang telah memberikan pengarahan,
4. [Prof. Dr. Mohammad Isa Irawan, M.T.](#) selaku dosen wali yang telah memberi arahan, nasihat, dan motivasi penulis selama masa perkuliahan,
5. Hariyanto, Siti Rahayu, Andi Nugroho, Heni Trisiana, dan Anom Adi Pastika, yang memberikan doa dan dukungan untuk menyelesaikan tesis ini,
6. Siti Nur Indah Rahmawati sekeluarga, yang memberi dukungan sehingga penulis dapat meraih beasiswa dan melanjutkan kuliah S2,
7. Mas Tri, Amel, Restu, Reni, Ivan, Novian, Mala, Ghani, dan teman-teman pascasarjana Matematika ITS angkatan 2013 yang memberi semangat dan menemani berjuang bersama.

Semoga karya ini dapat bermanfaat bagi pembaca.

Surabaya, Maret 2015

Penulis



# DAFTAR ISI

Halaman

**HALAMAN JUDUL**

**HALAMAN PENGESAHAN** ..... i

**ABSTRAK** ..... iii

**ABSTRACT** ..... v

**KATA PENGANTAR** ..... vii

**DAFTAR ISI** ..... ix

**DAFTAR GAMBAR** ..... xi

**DAFTAR TABEL** ..... xiii

**DAFTAR LAMPIRAN** ..... xv

**BAB 1 PENDAHULUAN** ..... 1

1.1 Latar Belakang ..... 1

1.2 Rumusan Masalah ..... 3

1.3 Tujuan Penelitian ..... 3

1.4 Manfaat Penelitian ..... 3

**BAB 2 KAJIAN PUSTAKA DAN DASAR TEORI** ..... 5

2.1 Pasar Saham Konvensional ..... 5

2.2 Pasar Saham Syariah ..... 6

2.3 *Return* Saham..... 7

2.4 *Return* Indeks Saham ..... 8

2.5 Uji Stasioneritas ..... 8

2.6 Fungsi ACF dan PACF ..... 8

2.7 Sifat Model Stasioner ..... 9

2.8 Estimasi Model Stasioner ..... 15

2.9 Model Diagnostik ..... 22

2.9.1. Uji Autokorelasi ..... 23

2.9.2. Heteroskedastisitas ..... 23

2.10 Uji Keasimetrisan ..... 23

2.11 Model ARCH dan GARCH ..... 24

2.12 Model EGARCH ..... 24



## DAFTAR ISI

2.13	Kriteria Informasi .....	24
2.14	Model EGARCH-ECM .....	25
<b>BAB 3 METODE PENELITIAN</b>		<b>27</b>
<b>BAB 4 HASIL DAN PEMBAHASAN</b>		<b>29</b>
4.1	Deskripsi dan Pola Data .....	29
4.2	Pembentukan Model Stasioner Rata-rata Bersyarat .....	32
4.2.1	Identifikasi Model .....	32
4.2.2	Estimasi Parameter Model .....	33
4.2.3	Uji Diagnostik .....	34
4.3	Estimasi Parameter Model GARCH .....	35
4.4	Uji Asimetris Model .....	40
4.5	Estimasi Parameter Model EGARCH .....	42
4.6	Hubungan Kointegrasi dan Kausalitas .....	49
4.7	Estimasi Parameter Model EGARCH-ECM .....	50
<b>BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN</b>		<b>55</b>
5.1	Kesimpulan .....	55
5.2	Saran .....	56
<b>DAFTAR PUSTAKA</b>		<b>57</b>
<b>LAMPIRAN</b>		<b>59</b>
<b>BIODATA PENULIS</b>		



## DAFTAR TABEL

	Halaman
<b>Tabel 4.1</b> Uji Stasioneritas Data Asli .....	31
<b>Tabel 4.2</b> Uji Stasioneritas <i>Return</i> .....	32
<b>Tabel 4.3</b> Model AR(1) <i>Return</i> .....	34
<b>Tabel 4.4</b> Uji Autokorelasi Model .....	34
<b>Tabel 4.5</b> Uji Heteroskedastisitas White <i>Return</i> .....	35
<b>Tabel 4.6</b> Perbandingan Model GARCH .....	38
<b>Tabel 4.7</b> Model GARCH(1,2) <i>Return</i> IHSG dan <i>Return</i> ISSI .....	38
<b>Tabel 4.8</b> Perbandingan Model EGARCH .....	45
<b>Tabel 4.9</b> Model EGARCH(1,1) <i>Return</i> IHSG .....	45
<b>Tabel 4.10</b> Model EGARCH(1,2) <i>Return</i> ISSI .....	46
<b>Tabel 4.11</b> Uji Kointegrasi .....	49
<b>Tabel 4.12</b> Uji Kausalitas .....	50
<b>Tabel 4.13</b> Model Koreksi Kesalahan .....	51
<b>Tabel 4.14</b> Perbandingan Model EGARCH-ECM .....	51



## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
<b>Gambar 2.1</b> Grafik ACF Model AR .....	10
<b>Gambar 2.2</b> Grafik ACF Model MA(1) .....	12
<b>Gambar 2.3</b> Grafik ACF Model MA(2) .....	13
<b>Gambar 3.1</b> Diagram Alir Simulasi Model Asimetris EGARCH dan EGARCH-ECM .....	28
<b>Gambar 4.1</b> <i>Time Series Plot</i> IHSG .....	30
<b>Gambar 4.2</b> <i>Time Series Plot</i> ISSI .....	30
<b>Gambar 4.3</b> <i>Time Series Plot Return</i> IHSG .....	31
<b>Gambar 4.4</b> <i>Time Series Plot Return</i> ISSI .....	31
<b>Gambar 4.5</b> Grafik ACF dan PACF <i>Return</i> IHSG .....	32
<b>Gambar 4.6</b> Grafik ACF dan PACF <i>Return</i> ISSI .....	32
<b>Gambar 4.7</b> Data <i>Return</i> IHSG dan Prediksi GARCH(1,2) .....	39
<b>Gambar 4.8</b> Data IHSG dan Prediksi GARCH(1,2) .....	39
<b>Gambar 4.9</b> Data <i>Return</i> ISSI dan Prediksi GARCH(1,2) .....	40
<b>Gambar 4.10</b> Data ISSI dan Prediksi GARCH(1,2) .....	40
<b>Gambar 4.11</b> <i>Leverage Plot Return</i> IHSG .....	41
<b>Gambar 4.12</b> <i>Leverage Plot Return</i> ISSI .....	41
<b>Gambar 4.13</b> <i>Skewness Return</i> IHSG .....	41
<b>Gambar 4.14</b> <i>Skewness Return</i> ISSI .....	42
<b>Gambar 4.15</b> Data <i>Return</i> IHSG dan Prediksi EGARCH(1,1) .....	47
<b>Gambar 4.16</b> Data IHSG dan Prediksi EGARCH(1,1) .....	47
<b>Gambar 4.17</b> Data <i>Return</i> ISSI dan Prediksi EGARCH(1,2) .....	48
<b>Gambar 4.18</b> Data ISSI dan Prediksi EGARCH(1,2) .....	48
<b>Gambar 4.19</b> Prediksi <i>Return</i> ISSI dengan EGARCH-ECM(1,1) .....	53
<b>Gambar 4.20</b> Prediksi ISSI dengan EGARCH-ECM(1,1) .....	53



## DAFTAR PUSTAKA

- Balvers, R. J. (1990), "Predicting Stock Return in an Efficient Market", *Journal of Finance*, Vol.45, hal 1109 – 1128.
- Bekti, Asri. (2011), *Model Jaringan Saraf RBF-EGARCH untuk Peramalan Data Time Series*. Pascasarjana Matematika. Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.
- Berument,Hakan,K. (2001), *Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application to Turkey*. Department of Economic Bilkent University.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, hal 307 – 327.
- Chen, W.Y. (2005), "A Comparison of Forecasting Models for ASEAN Equity Markets", *Sunway Academic Journal*, Vol. 2, hal 1 – 12.
- Cryer, J.D. dan Chan, K.S. (2008), *Time Series Analysis with Applications in R*, Springer Texts in Statistics, USA.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol 50, hal 987 – 1006.
- Floros, C. (2005), "Forecasting The UK Unemployment Rate: Model Comparisons", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol. 2 – 4, hal 57 – 72.
- Hossein, M. (2009), "Asymmetry of Stock Market Volatility: The Case of Iran", *International Conference on Applied Economics*, Vol.4, hal 579 – 584.
- Ismoyo, G. (2011), *Analisis Pengaruh Rasio Keuangan terhadap Return Indeks Saham LQ 45*. Fakultas Ekonomi dan Bisnis . Universitas Diponegoro. Semarang.
- Kose, Nezir. (2010), "Seasonal Patterns of Inflation Uncertainty for the US Economy", *Journal of Monetary Economics*. Vol.8. Nos 1 & 2.
- Lai, B. (2012), "Pricing to Market using EGARCH-ECM", *International Journal of Strategic Decision Sciences* 3(1) 1 – 59.



Martowardojo, A. (2014), *Laporan Pelaksanaan Bank Indonesia Triwulan 2014*, Bank Indonesia, Jakarta.

Sulandari, W. (2009), “Pemodelan TARCH pada Nilai Tukar Kurs Euro terhadap Rupiah”, *Prosiding Seminar Nasional Matematika dan Pendidikan Matematika*. 5 Desember 2009. ISBN : 978 – 979 – 16353 – 3 – 2.

Supranto, J. (2000), *Statistik Teori dan Aplikasi*, Erlangga, Jakarta.

Tarno. (2008). “Estimasi Model Untuk Data Dependen dengan Metode Cross Validation”, *Media Statistika*, Vol.1, No. 2, hal 75 – 82.

Tsay, R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons Inc, Canada.

Wagle, G. (2009), *Financial Forecasting and Volatility Models*. Computer Science and Engineering Indian Institute of Technology. Bombay.

Winarno, W. W. (2007), *Analisis Ekonometrika dan Statistika dengan EvIEWS*, Sekolah Tinggi Ilmu Manajemen YKPN, Yogyakarta.



## BIODATA PENULIS



Penulis dilahirkan di Surakarta, Jawa Tengah pada tanggal 13 Maret 1988 dan merupakan anak ketiga dari tiga bersaudara. Pendidikan formal didapatkan penulis mulai dari TK Siwi Peni 11, SD N Tegalsari 12, SMP N 1 Surakarta, SMA N 4 Surakarta, sampai ke Universitas Negeri Sebelas Maret pada tahun 2006 dan lulus pada tahun 2010. Kemudian melanjutkan S2 di jurusan matematika Fakultas

Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya pada tahun 2013 dengan beasiswa BPP DN Calon Dosen. Penulis menekuni ilmu matematika optimasi khususnya pemodelan dan simulasi. Saran dan kritik silakan menghubungi [retno.tv@gmail.com](mailto:retno.tv@gmail.com).



# BAB 1

## PENDAHULUAN

### 1.1 Latar Belakang

Keadaan ekonomi saat ini menurun sehingga masyarakat diharapkan dapat memilih sarana investasi yang menguntungkan dan memiliki resiko yang rendah. Salah satu cara untuk menginvestasikan kekayaan adalah jual-beli saham. Walaupun investasi saham memiliki resiko yang besar karena perubahannya dipengaruhi oleh banyak hal, seperti jumlah uang beredar, kurs, inflasi, harga kebutuhan ekonomi, bahkan kestabilan politik, tetapi investasi saham merupakan investasi yang lebih menguntungkan dibandingkan investasi lain seperti deposito. Hal ini diuraikan dalam Martowardojo (2014).

Menurut Muhasti (2009), saham adalah sebagai tanda penyertaan atau kepemilikan seseorang atau badan dalam suatu perusahaan. Wujud saham adalah selembar kertas yang menerangkan bahwa pemilik kertas tersebut adalah pemilik perusahaan yang menerbitkan kertas tersebut. Saham merupakan salah satu cara untuk menginvestasikan kekayaan yang nilainya dapat dipantau dengan mudah.

Menurut Balvers (1990), *return* saham adalah rasio yang menggambarkan harga saham atau sekelompok saham yang relatif terhadap harganya. Return saham dapat digunakan untuk mengukur kinerja suatu perusahaan. Kemudian menurut Ismoyo (2011), indikator pergerakan seluruh harga saham dilihat melalui indeks saham. Selain sebagai indikator pergerakan harga saham, indeks saham juga memberikan gambaran arah pasar saham. Jika indeks saham bergerak naik maka mayoritas harga saham pada indeks tersebut bergerak naik juga ataupun sebaliknya. Sedangkan return indeks saham juga mencerminkan *return* rata-rata yang diperoleh jika berinvestasi pada pasar saham tersebut.

Data finansial seperti harga indeks saham, inflasi, nilai tukar, ataupun kurs memiliki dua sifat penting dari data runtun waktu, yaitu heteroskedastisitas dan pengelompokan volatilitas. Heteroskedastisitas adalah perubahan variansi eror yang terjadi setiap saat. Volatilitas adalah ukuran variansi harga saham dari waktu ke waktu. Hal ini diuraikan dalam Sulandari (2009)



Menurut Bollerslev (1986), data runtun waktu dapat disusun dengan model linear, seperti *Autoregressive Moving Average* (ARMA). Model ini dapat diidentifikasi dengan *Autocorelation Function* (ACF) dan *Partial Autocorelation Function* (PACF). Model ARMA memiliki asumsi homoskedastisitas atau variansi eror konstan. Oleh karena itu, model tersebut tidak dapat digunakan untuk memodelkan data finansial yang cenderung memiliki variansi eror berubah-ubah setiap saat atau terjadi heteroskedastisitas.

Ada beberapa model yang dapat digunakan untuk mengatasi masalah heteroskedastisitas, seperti dalam penelitian Engle (1982) mengenai estimasi variansi inflasi di Inggris, Engle memperkenalkan model *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH). Dalam penelitian Bollerslev (1986) memperkenalkan *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Kedua model tersebut memiliki asumsi bahwa pengelompokkan volatilitas simetris. Data finansial sering terjadi pada keadaan *leverage effect*, yaitu keadaan dengan pengelompokkan volatilitas asimetris. Model yang digunakan untuk kondisi tersebut adalah *Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (TARCH). Hal ini diuraikan dalam Chen (2005).

Dalam penelitian Berument (2001) mengenai inflasi di Turki, dia memperkenalkan *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (EGARCH). Menurut Winarno (2007) kriteria informasi yang dapat digunakan untuk pemilihan model EGARCH adalah *Akaike Info Criterion* (AIC) dan *Schwarz Criterion* (SC).

Pada penelitian ini digunakan data Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) dan Indeks Saham Syariah Indonesia (ISSI). IHSG adalah suatu indikator yang menunjukkan pergerakan seluruh harga saham yang diperdagangkan oleh Bursa Efek Indonesia (BEI). Sedangkan ISSI adalah indikator yang menggambarkan kondisi pasar saham syariah di Indonesia yang terdiri dari 322 saham syariah yang terdaftar di BEI. Dalam penelitian ini, diteliti apakah IHSG dan ISSI memiliki sifat asimetris pada *returnnya*. Sifat asimetris adalah keadaan apabila kondisi buruk dan kondisi baik memiliki pengaruh yang berbeda. Kemudian data tersebut dimodelkan dengan model asimetris EGARCH. Dalam penelitian ini juga dicari hubungan keseimbangan jangka panjang antara IHSG dan ISSI. Hal ini yang



disebut dengan hubungan kointegrasi. Kemudian dengan memperhatikan sifat tersebut dilakukan model asimetris EGARCH-ECM. Kemudian melakukan simulasi data IHSG dan ISSI untuk tiap prosesnya.

### **1.2 Rumusan Masalah**

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, maka dapat disusun rumusan masalah sebagai berikut.

1. Bagaimana memodelkan data IHSG dan ISSI dengan model EGARCH dan model EGARCH-ECM?
2. Bagaimana hasil perbandingan data yang diperoleh dari kedua model dengan data sebenarnya?

### **1.3 Tujuan Penelitian**

Berdasarkan rumusan masalah, tujuan penelitian ini adalah

1. memodelkan data IHSG dan ISSI dengan model EGARCH dan model EGARCH-ECM,
2. mengamati dan menyimpulkan hasil perbandingan data yang diperoleh dari kedua model dengan data sebenarnya,

### **1.4 Manfaat Penelitian**

Manfaat penelitian ini adalah

1. bagi peneliti, penelitian ini dapat memperkaya pengetahuan peneliti mengenai penggunaan model asimetris EGARCH dan EGARCH-ECM,
2. bagi masyarakat, penelitian ini dapat menambah pengetahuan mengenai pasar saham syariah dan pasar saham konvensional.



## BAB 2

### KAJIAN PUSTAKA DAN DASAR TEORI

#### 2.1 Pasar Saham Konvensional

Pasar modal (*capital market*) adalah pasar tempat terjadinya penawaran umum berbagai bentuk instrument keuangan jangka panjang. Pasar modal mempertemukan pemilik dana dengan pengguna dana untuk tujuan investasi jangka panjang. Pemilik dana menyerahkan sejumlah dana sedangkan penerima dana menyerahkan surat bukti kepemilikan berupa efek. Hal ini diuraikan dalam Muhasti (2009).

Saham merupakan surat berharga yang bersifat kepemilikan, pemilik saham merupakan pemilik perusahaan. Semakin besar saham yang dimiliki, maka semakin besar pula kekuasaan di perusahaan tersebut. Manfaat yang diperoleh dari kepemilikan saham diantaranya dividen dan *capital gain*. Dividen adalah bagian dari keuntungan perusahaan yang dibagikan kepada pemilik saham. *Capital gain* adalah keuntungan yang diperoleh dari selisih antara harga jual dengan harga beli saham.

Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) merupakan indeks gabungan dari seluruh jenis saham yang tercatat di bursa efek. IHSG berubah setiap hari karena perubahan harga pasar yang terjadi setiap hari dan adanya saham tambahan. IHSG sebagai indikator pergerakan harga saham di BEI. Indeks ini mencakup pergerakan harga seluruh saham biasa dan saham preferen yang tercatat di BEI. Hari dasar untuk perhitungan IHSG adalah 10 Agustus 1982. Pada tanggal tersebut, indeks ditetapkan dengan nilai dasar 100 dan saham tercatat pada saat itu berjumlah 13 saham. Dasar perhitungan IHSG adalah jumlah nilai pasar dibagi dengan total saham yang tercatat pada tanggal 10 Agustus 1982. Jumlah nilai pasar adalah total perkalian setiap saham tercatat dengan harga di BEI pada hari tersebut.



## 2.2 Pasar Saham Syariah

Pada tanggal 12 Mei 2011, Bursa Efek Indonesia (BEI) meluncurkan Fatwa Dewan Syariah Nasional Majelis Ulama Indonesia (DSN-MUI) No. 80. Fatwa DSN-MUI No. 80 tentang Penerapan Prinsip Syariah dalam Mekanisme Perdagangan Efek Bersifat Ekuitas di Pasar Reguler Bursa Efek. Fatwa tersebut merupakan bagian dari rangkaian fatwa tentang investasi syariah di pasar modal yang telah diterbitkan oleh DSN-MUI sejak tahun 2000. Fatwa tersebut menjadi fatwa DSN-MUI yang ke-14 untuk industri pasar modal syariah Indonesia.

Dalam Fatwa No. 80 disebutkan bahwa mekanisme perdagangan saham di pasar konvensional bursa efek telah memenuhi prinsip syariah apabila efek yang dijadikan obyek perdagangan adalah saham yang sesuai prinsip syariah. Selain itu, dalam melakukan transaksi saham syariah, pelaku pasar juga tidak boleh melakukan tindakan yang tidak sesuai syariah. Menurut fatwa tentang mekanisme syariah dalam perdagangan saham, akad yang digunakan dalam perdagangan saham di pasar reguler BEI adalah akad *Ba'i Al Musawamah*. Fatwa tersebut juga menyebutkan bahwa pada saat transaksi terjadi, akad jual beli telah sah secara syariah sehingga investor boleh menjual kembali saham yang dimilikinya sebelum  $T + 3$  berdasarkan prinsip qabdh hukmi. SRO diperbolehkan secara syariah mengenakan ujroh (biaya jasa) atas setiap tahapan transaksi dalam mekanisme perdagangan saham di Bursa Efek.

Pada saat yang bersamaan, BEI juga meluncurkan indeks baru yang disebut dengan Indeks Saham Syariah Indonesia (ISSI) dengan konstituen seluruh saham syariah yang tercatat di BEI, yaitu 214 saham syariah. ISSI melengkapi indeks syariah yang sudah ada yaitu *Jakarta Islamic Index* (JII). ISSI digunakan untuk mengetahui kinerja seluruh saham syariah yang tercatat di BEI. Metode perhitungan ISSI sama dengan metode yang digunakan untuk menghitung indeks BEI lainnya dengan menggunakan Agustus 1982 sebagai tahun dasar perhitungan. Perbedaan utama antara ISSI dengan JII adalah jumlah saham syariah yang menjadi konstituen masing-masing indeks. ISSI terdiri dari seluruh saham syariah yang tercatat di BEI, yaitu 214 saham. Sedangkan JII hanya terdiri dari 30 saham syariah yang likuid.



Beberapa karakteristik volatilitas dari data keuangan telah diuraikan oleh Ishomudin (2010) sebagai berikut:

a. Leptokurtis

Sifat dari data finansial memiliki pola distribusi leptokurtis. Hal ini diperlihatkan dari kelebihan kurtosis dan berpuncak runcing tajam pada plot data. Kurtosis yang digunakan pada data runtun waktu antara 4 sampai 50. Kurtosis untuk distribusi normal adalah 3.

b. *Volatility Clustering*

Perubahan indeks yang ekstrim menunjukkan variabilitas tinggi yang disebabkan oleh leptokurtis. Perubahan indeks yang ekstrim diikuti oleh perubahan indeks ekstrim lain. Peristiwa ini disebut *volatility clustering*.

c. *Volatility Persistence*

Karena adanya *volatility clustering*, *volatility shock* hari ini akan mempengaruhi volatilitas di periode mendatang. Volatilitas dikatakan terus menerus (*persistence*) jika indeks hari ini mempunyai pengaruh besar pada variansi di periode mendatang.

d. *Leverage Effect*

*Leverage effect* adalah pengaruh terhadap kondisi buruk berbeda dengan pengaruh terhadap kondisi baik. Sehingga kejutan negatif akan lebih sering muncul daripada kejutan positif di periode mendatang.

### 2.3 Return Saham

*Return* saham adalah rasio yang menggambarkan nilai saham atau sekelompok saham yang relatif terhadap periode. *Return* penting karena digunakan sebagai salah satu pengukur kinerja perusahaan. Adapun hasil investasi saham terdiri dari *capital gain/loss* dan *yield*. *Capital gain* adalah keuntungan yang diperoleh dari selisih antara harga jual dengan harga beli saham. *Yield* adalah persentase penerimaan kas periodik terhadap harga saham. *Yield* biasanya berupa kas sehingga dapat dicairkan dengan cepat. Salah satu contoh *yield* adalah dividen. Hal ini diuraikan dalam Balvers (1990).



## 2.4 Return Indeks Saham

Menurut Ismoyo (2011), indeks saham adalah indikator pergerakan seluruh saham yang diperdagangkan dalam sebuah bursa efek. Indeks yang digunakan untuk indikator pergerakan saham di Bursa Efek Indonesia disebut Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). IHSG memberikan gambaran pada investor mengenai arah pasar. Jika harga IHSG bergerak naik, berarti mayoritas harga saham pada indeks tersebut bergerak naik ataupun sebaliknya. IHSG menjadi indeks acuan untuk investor saham di Indonesia. *Return* yang dihasilkan IHSG mencerminkan *return* rata-rata yang diperoleh jika berinvestasi pada pasar saham Indonesia. *Return* IHSG dirumuskan sebagai berikut

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

dengan  $R_t$  adalah *return* IHSG periode  $t$  dalam % per periode,  $P_t$  adalah IHSG periode  $t$ , dan  $P_{t-1}$  adalah IHSG periode  $t - 1$ .

## 2.5 Uji Stasioneritas

Kestasioneran data dapat diketahui dengan menggunakan uji akar unit. Hipotesis dalam uji tersebut dalam Tsay (2002) dituliskan sebagai

$H_0 : \eta = 1$  (data mempunyai akar unit)

$H_1 : \eta < 1$  (data tidak mempunyai akar unit).

Statistik uji merupakan rasio dari koefisien estimasi dikurangi 1 dibandingkan dengan standar deviasinya. *Augmanted* Dickey-Fuller (ADF) atau rasio  $t$  dirumuskan sebagai

$$ADF = \frac{\eta - 1}{\sigma(\eta)} = \frac{\frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1} y_t - 1}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \eta y_{t-1})^2}{T-1}}}$$

dengan  $T$  adalah ukuran sampel dan  $y_t$  adalah data pengamatan ke- $t$ .  $H_0$  ditolak ketika rasio  $|t| > t_{\alpha, (T-1)}$

## 2.6 Fungsi ACF dan PACF

Menurut Bollerslev (1986), alat untuk mengidentifikasi model ARMA adalah ACF dan PACF. Fungsi autokorelasi adalah fungsi yang menunjukkan



besarnya korelasi antara pengamatan pada waktu ke- $t$  dengan pengamatan pada waktu-waktu sebelumnya, sedangkan PACF adalah fungsi yang menunjukkan besarnya korelasi parsial antara pengamatan pada waktu ke- $t$  dengan pengamatan-pengamatan pada waktu-waktu sebelumnya.

## 2.7 Sifat Model Stasioner

Floros (2005) menjelaskan bahwa ARMA merupakan bentuk model runtun waktu linear yang berusaha untuk mengidentifikasi persamaan dengan hanya menggunakan nilai masa lalunya atau kombinasi nilai masa lalu dan eror masa lalunya. Model ARMA mengandung dua komponen yaitu model AR dan MA dengan order dari AR adalah  $p$  dan order dari MA adalah  $q$ .

Berikut adalah model stasioner menurut Cryer (2010)

### 1. *Autoregressive* (AR)

*Autoregressive* (AR) adalah model rata-rata yang menggambarkan suatu pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi pada nilai-nilai pengamatan sepanjang  $p$  periode sebelumnya. Bentuk umum model *autoregressive* orde  $p$  adalah

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (2.1)$$

### Model AR(1)

Model AR(1) adalah besarnya nilai-nilai pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi oleh nilai-nilai pengamatan sepanjang 1 periode sebelumnya, didefinisikan berikut

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t$$

Model AR(1) dengan  $e_t \sim WN(\mu_e, \sigma_e^2)$ . Model AR(1) merupakan model stasioner. Suatu proses dikatakan stasioner jika tidak dipengaruhi pada nilai  $t$ .

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_{t-1} = \phi_1 Y_{t-2} + e_{t-1}$$

$$Y_{t-2} = \phi_1 Y_{t-3} + e_{t-2}$$

$$Y_{t-3} = \phi_1 Y_{t-4} + e_{t-3}$$

$$Y_t = e_t + \phi_1 e_{t-1} + \phi_1^2 e_{t-2} + \dots + \phi_1^k e_{t-k} + \dots + \phi_1^{t-1} e_1$$

Mean model autoregresi orde 1 diperoleh sebagai berikut



$$E(Y_t) = \frac{\mu_e(1 - \phi_1^t)}{(1 - \phi_1)}$$

Untuk  $t \rightarrow \infty$  dan  $|\phi_1| < 1$  maka

$$E(Y_t) = \frac{\mu_e}{(1 - \phi_1)}$$

Variansi model autoregresi orde 1 diperoleh sebagai berikut

$$Var(Y_t) = \frac{\sigma_e^2(1 - \phi_1^{2t})}{(1 - \phi_1^2)}$$

Untuk  $t \rightarrow \infty$  dan  $|\phi_1| < 1$  maka

$$Var(Y_t) = \frac{\sigma_e^2}{(1 - \phi_1^2)}$$

Kovariansi model AR(1) untuk  $k = 1$  diperoleh sebagai berikut

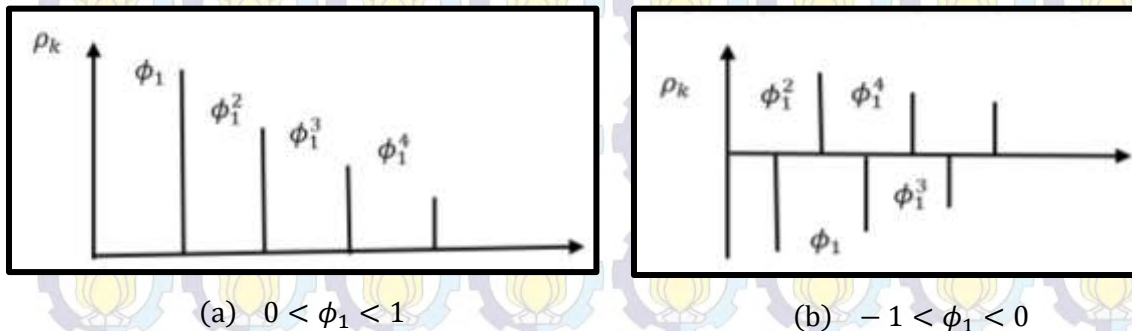
$$Cov(Y_t Y_{t-1}) = \frac{\phi_1 \sigma_e^2(1 - \phi_1^{2t})}{(1 - \phi_1^2)}$$

Untuk  $t \rightarrow \infty$  dan  $|\phi_1| < 1$  maka

$$\gamma_1 = \frac{\phi_1 \sigma_e^2}{(1 - \phi_1^2)}$$

kemudian secara umum untuk  $k = p$  diperoleh  $\gamma_p = \frac{\phi_1^p \sigma_e^2}{(1 - \phi_1^2)}$ . Autokorelasi (ACF)

diperoleh  $\rho_p = \phi_1^p$  sehingga diperoleh grafik ACF sebagai berikut



**Gambar 2.1** Grafik ACF Model AR

Berdasarkan Gambar 2.1 terlihat grafik ACF untuk  $0 < \phi_1 < 1$  turun cepat secara eksponensial dan untuk  $-1 < \phi_1 < 0$  turun cepat secara sinusoidal.

### Model AR( $p$ )

Model AR( $p$ ) adalah besarnya nilai-nilai pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi oleh nilai-nilai pengamatan sepanjang  $p$  periode sebelumnya,



didefinisikan seperti pada Persamaan (2.1). Model AR( $p$ ) dengan  $e_t \sim WN(\mu_e, \sigma_e^2)$ . Autokovariansi model AR( $p$ ) diperoleh sebagai berikut

$$\gamma_k = cov(Y_t Y_{t-k})$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p}$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}$$

untuk  $k = 1$  diperoleh  $\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 + \dots + \phi_p \rho_{p-1}$

untuk  $k = 2$  diperoleh  $\rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p \rho_{2-p}$

untuk  $k = p$  diperoleh  $\rho_p = \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_{p-2} + \dots + \phi_p$

sehingga diperoleh variansi model AR( $p$ ) sebagai berikut

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \dots + \phi_p \gamma_p + \sigma_e^2$$

## 2. Moving Average (MA)

*Moving average* (MA) adalah model stasioner yang nilai-nilai pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi oleh penyimpangan pengamatan sepanjang satu periode sebelumnya. Bentuk umum model *moving average* orde  $q$  adalah

$$Y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.2)$$

### Model MA(1)

Model MA(1) adalah model stasioner yang nilai-nilai pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi oleh penyimpangan pengamatan sepanjang satu periode sebelumnya, didefinisikan berikut

$$Y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

dengan  $e_t \sim WN(\mu_e, \sigma_e^2)$ . Mean model MA(1) diperoleh sebagai berikut

$$E(Y_t) = E(e_t) - \theta_1 E(e_{t-1}) = (1 - \theta_1) \mu_e$$

Variansi model MA(1) diperoleh sebagai berikut

$$var(Y_t) = \gamma_0 = (1 + \theta_1^2) \sigma_e^2$$

Autokovariansi model MA(1) untuk  $k = 1$  diperoleh  $cov(Y_t Y_{t-1}) = \gamma_1 = -\theta_1 \sigma_e^2$ .

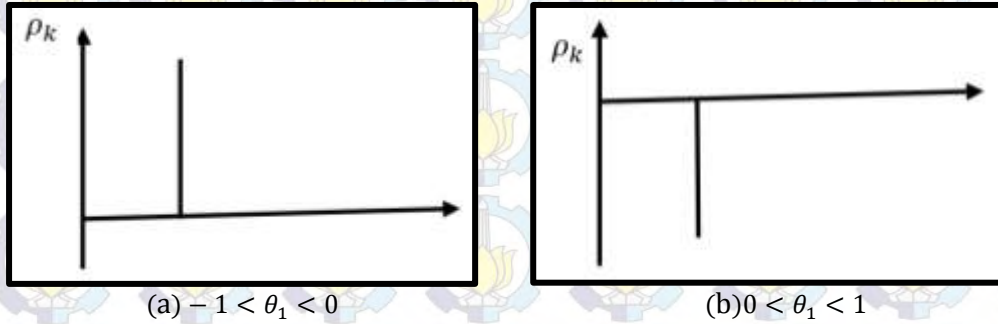
Untuk  $k = 2, 3, 4, \dots$  diperoleh  $cov(Y_t Y_{t-2}) = \gamma_2 = 0$

Fungsi autokorelasi model MA(1)

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_1}{1 + \theta_1^2} ; k = 1 \\ 0 ; k \geq 2 \end{cases}$$



sehingga diperoleh grafik ACF sebagai berikut



**Gambar 2.2** Grafik ACF Model MA(1)

Berdasarkan Gambar 2.2 grafik ACF model MA(1) terpotong setelah lag pertama.

Hal ini dapat digunakan untuk mengidentifikasi suatu data mengikuti model MA(1).

### Model MA(2)

Model MA(2) adalah model stasioner yang nilai-nilai pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi oleh penyimpangan pengamatan sepanjang dua periode sebelumnya, didefinisikan berikut

$$Y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2}$$

dengan  $e_t \sim WN(\mu_e, \sigma_e^2)$ . Mean model MA(2) diperoleh sebagai berikut

$$E(Y_t) = (1 - \theta_1 - \theta_2)\mu_e$$

Variansi model MA(2) diperoleh sebagai berikut

$$\text{var}(Y_t) = \gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)\sigma_e^2$$

Autokovariansi model MA(2)

untuk  $k = 1$  diperoleh  $\text{cov}(Y_t Y_{t-1}) = \gamma_1 = -\theta_1(1 - \theta_2)\sigma_e^2$

untuk  $k = 2$  diperoleh  $\text{cov}(Y_t Y_{t-2}) = \gamma_2 = -\theta_2\sigma_e^2$

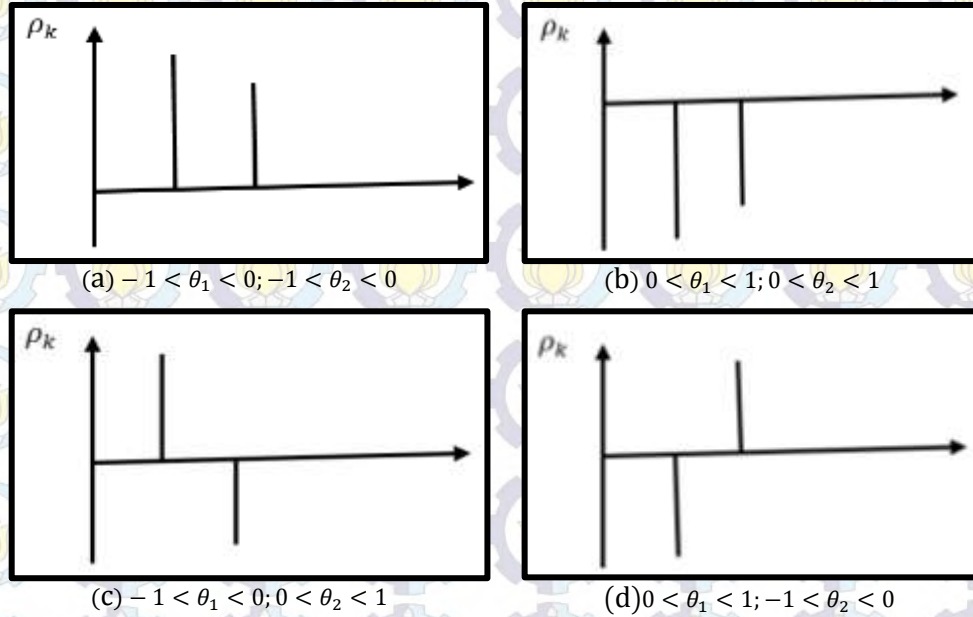
untuk  $k = 3, 4, \dots$  diperoleh  $\text{cov}(Y_t Y_{t-3}) = \gamma_3 = 0$

Fungsi autokorelasi model MA(2)

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \frac{-\theta_1(1 - \theta_2)}{(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)}; & k = 1 \\ \frac{-\theta_2}{(1 + \theta_1^2 + \theta_2^2)}; & k = 2 \\ 0 & ; k \geq 3 \end{cases}$$



sehingga diperoleh grafik ACF sebagai berikut



**Gambar 2.3** Grafik ACF Model MA(2)

Berdasarkan Gambar 2.3 grafik ACF model MA(2) terpotong setelah lag kedua.

Hal ini dapat digunakan untuk mengidentifikasi suatu data mengikuti model MA(2).

### Model MA( $q$ )

Model MA( $q$ ) adalah model stasioner yang nilai-nilai pengamatan pada waktu  $t$  dipengaruhi oleh penyimpangan pengamatan sepanjang  $q$  periode sebelumnya, didefinisikan seperti pada Persamaan (2.2). dengan  $e_t \sim WN(\mu_e, \sigma_e^2)$ .

Mean model MA( $q$ ) diperoleh  $E(Y_t) = (1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_q E(e_{t-q})) \mu_e$ .

Variansi model MA( $q$ ) diperoleh  $var(Y_t) = \gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_e^2$ .

Autokovariansi model MA( $q$ ) untuk  $k = 1, 2, \dots, q$  diperoleh

$$cov(Y_t Y_{t-k}) = \gamma_k = (-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q) \sigma_e^2$$

Untuk  $k = q + 1$  diperoleh  $cov(Y_t Y_{t-q-1}) = \gamma_{q+1} = 0$ .

Fungsi autokorelasi model MA( $q$ )

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \frac{(-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q)}{(1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2)}; & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & ; k > q \end{cases}$$



### 3. Autoregressive Moving Average (ARMA)

Autoregressive Moving Average (ARMA) adalah gabungan antara AR dan MA, berikut adalah model umum ARMA ( $p, q$ ).

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.3)$$

#### ARMA(1,1)

ARMA(1,1) adalah proses autoregresif orde 1 dan proses *moving average* orde 1 sebagai berikut

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t - \theta e_{t-1}$$

sehingga diperoleh fungsi autokovariansi sebagai berikut

untuk  $k = 0$  diperoleh

$$E(Y_t Y_t) = \gamma_0 = \phi \gamma_1 + \sigma_e^2 - \theta(\phi - \theta)\sigma_e^2 \quad (2.4)$$

untuk  $k = 1$  diperoleh

$$E(Y_t Y_{t-1}) = \gamma_1 = \phi \gamma_0 - \theta \sigma_e^2 \quad (2.5)$$

dengan substitusi Persamaan (2.5) ke Persamaan (2.4) diperoleh

$$\gamma_0 = \frac{(1-2\theta\phi+\theta^2)}{(1-\phi^2)}\sigma_e^2 \text{ dan } \gamma_1 = \frac{(1-\theta\phi)(\phi-\theta)}{(1-\phi^2)}\sigma_e^2$$

untuk  $k = 2$ , diperoleh fungsi autokovariansi

$$\gamma_2 = \frac{(1-\theta\phi)(\phi-\theta)}{(1-\phi^2)}\phi\sigma_e^2$$

untuk  $k = k$  diperoleh

$$\gamma_k = \frac{(1-\theta\phi)(\phi-\theta)}{(1-\phi^2)}\phi^{k-1}\sigma_e^2$$

Sedangkan fungsi autokorelasi, untuk  $k = 1$

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{(1-\theta\phi)(\phi-\theta)}{1-2\theta\phi+\theta^2}$$

untuk  $k = 2$

$$\rho_2 = \frac{\gamma_2}{\gamma_0} = \frac{(1-\theta\phi)(\phi-\theta)\phi}{1-2\theta\phi+\theta^2}$$

untuk  $k = k$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{(1-\theta\phi)(\phi-\theta)\phi^{k-1}}{1-2\theta\phi+\theta^2}$$



### ARMA( $p, q$ )

ARMA( $p, q$ ) adalah proses autoregresif orde  $p$  dan proses *moving average* orde  $q$  seperti pada Persamaan (2.3). Kemudian dengan mengalikan kedua ruas dengan  $Y_{t-k}$  sehingga diperoleh bentuk

$$Y_t Y_{t-k} = \phi_1 Y_{t-1} Y_{t-k} + \dots + \phi_p Y_{t-p} Y_{t-k} + e_t Y_{t-k} - \theta_1 e_{t-1} Y_{t-k} - \dots - \theta_q e_{t-q} Y_{t-k}$$

sehingga fungsi autokovariansi

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} + E(e_t Y_{t-k}) - \theta_1 E(e_{t-1} Y_{t-k}) - \dots - \theta_q E(e_{t-q} Y_{t-k})$$

karena  $E(e_{t-i} Y_{t-k}) = 0$  untuk  $k > i$  maka  $\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p}$  untuk  $k \geq q + 1$  dan fungsi autokorelasi diperoleh sebagai berikut

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \text{ untuk } k \geq q + 1$$

## 2.8 Estimasi Parameter Model Stasioner

### 2.8.1 Estimasi Parameter Model Autoregressive (AR)

#### Model AR(1)

Berikut adalah model autoregresi orde satu dengan mean  $\mu$

$$Y_t - \mu = \phi_1 (Y_{t-1} - \mu) + e_t$$

Persamaan tersebut dapat dilihat sebagai model regresi dengan variabel prediktor  $Y_{t-1}$  dan variabel respon  $Y_t$ . Estimasi kuadrat terkecil dihasilkan dengan meminimalkan jumlah kuadrat erornya.

$$(Y_t - \mu) - \phi_1 (Y_{t-1} - \mu)$$

Karena hanya  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  yang diamati, maka diperoleh jumlahan dari  $t = 2$  sampai  $t = n$  sebagai berikut

$$S_c(\phi_1, \mu) = \sum_{t=2}^n [(Y_t - \mu) - \phi_1 (Y_{t-1} - \mu)]^2$$

kemudian estimasi dari mean ( $\hat{\mu}$ ) diperoleh melalui

$$\frac{\partial S_c}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \mu) - \phi_1 (Y_{t-1} - \mu)] (-1 + \phi_1) = 0$$

$$\mu = \frac{1}{(n-1)(1-\phi_1)} \left[ \sum_{t=2}^n Y_t - \phi_1 \sum_{t=2}^n Y_{t-1} \right]$$

untuk  $n$  besar dapat diperoleh

$$\frac{1}{(n-1)} \sum_{t=2}^n Y_t \approx \frac{1}{(n-1)} \sum_{t=2}^n Y_{t-1} \approx \bar{Y}$$



$$\hat{\mu} \approx \frac{1}{(1 - \phi_1)} [\bar{Y} - \phi_1 \bar{Y}] = \bar{Y}$$

kemudian estimasi dari  $\phi_1$  diperoleh

$$\frac{\partial S_c(\phi_1, \bar{Y})}{\partial \phi_1} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \bar{Y}) - \phi_1(Y_{t-1} - \bar{Y})] (Y_{t-1} - \bar{Y}) = 0$$

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-1} - \bar{Y})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - \bar{Y})^2}$$

## Model AR(2)

Berikut adalah model autoregresi orde dua dengan mean  $\mu$

$$Y_t - \mu = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu) + e_t$$

Persamaan tersebut dapat dilihat sebagai model regresi dengan variabel prediktor  $Y_{t-1}$  dan variabel respon  $Y_t$ . Estimasi kuadrat terkecil dihasilkan dengan meminimalkan jumlah kuadrat erornya.

$$(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu) - \phi_2(Y_{t-2} - \mu)$$

$$S_c(\phi_1, \phi_2, \mu) = \sum_{t=3}^n [(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu) - \phi_2(Y_{t-2} - \mu)]^2$$

kemudian estimasi dari mean ( $\hat{\mu}$ ) diperoleh melalui

$$\frac{\partial S_c}{\partial \mu} = \sum_{t=3}^n 2[(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu) - \phi_2(Y_{t-2} - \mu)] (-1 + \phi_1 + \phi_2) = 0$$

$$\mu = \frac{1}{(n-1)(1 - \phi_1 - \phi_2)} \left[ \sum_{t=3}^n Y_t - \phi_1 \sum_{t=3}^n Y_{t-1} - \phi_2 \sum_{t=3}^n Y_{t-2} \right]$$

untuk  $n$  besar dapat diperoleh

$$\frac{1}{(n-1)} \sum_{t=3}^n Y_t \approx \frac{1}{(n-1)} \sum_{t=3}^n Y_{t-1} \approx \frac{1}{(n-1)} \sum_{t=3}^n Y_{t-2} \approx \bar{Y}$$

$$\hat{\mu} \approx \frac{1}{(1 - \phi_1 - \phi_2)} [\bar{Y} - \phi_1 \bar{Y} - \phi_2 \bar{Y}] = \bar{Y}$$

kemudian diperoleh estimasi dari  $\phi_1$  dan  $\phi_2$  berikut

$$\hat{\phi}_1 = \frac{r_1(1 - r_2)}{1 - r_1^2} \text{ dan } \hat{\phi}_2 = \frac{r_1^2 - r_2}{r_1^2 - 1}$$

dengan

$$r_1 = \frac{\sum_{t=3}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-1} - \bar{Y})}{\sum_{t=3}^n (Y_{t-1} - \bar{Y})^2} \text{ dan } r_2 = \frac{\sum_{t=3}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-2} - \bar{Y})}{\sum_{t=3}^n (Y_{t-2} - \bar{Y})^2}$$



### Model AR(p)

Berikut adalah model autoregresi orde  $p$  dengan mean  $\mu$

$$Y_t - \mu = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu) + \dots + \phi_p(Y_{t-p} - \mu) + e_t$$

Persamaan tersebut dapat dilihat sebagai model regresi dengan variabel prediktor  $Y_{t-1}$  dan variabel respon  $Y_t$ . Estimasi kuadrat terkecil dihasilkan dengan meminimalkan jumlah kuadrat erornya.

$$S_c(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \mu) = \sum_{t=p+1}^n [(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu) - \phi_2(Y_{t-2} - \mu) - \dots - \phi_p(Y_{t-p} - \mu)]^2$$

kemudian estimasi dari mean ( $\hat{\mu}$ ) diperoleh

$$\hat{\mu} \approx \frac{1}{(1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)} [\bar{Y} - \phi_1 \bar{Y} - \phi_2 \bar{Y} - \dots - \phi_p \bar{Y}] = \bar{Y}$$

Estimasi dari  $\phi_1$  diperoleh

$$\frac{\partial S_c(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \bar{Y})}{\partial \phi_1} = 0$$

$$\sum_{t=3}^n 2[(Y_t - \bar{Y}) - \phi_1(Y_{t-1} - \bar{Y}) - \phi_2(Y_{t-2} - \bar{Y}) - \dots - \phi_p(Y_{t-p} - \bar{Y})](Y_{t-1} - \bar{Y}) = 0$$

$$\hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_0 \phi_1 + \hat{\gamma}_1 \phi_2 + \hat{\gamma}_2 \phi_3 + \dots + \hat{\gamma}_{p-1} \phi_p$$

$$\hat{\rho}_1 = \phi_1 + \hat{\rho}_1 \phi_2 + \hat{\rho}_2 \phi_3 + \dots + \hat{\rho}_{p-1} \phi_p$$

$$r_1 = \phi_1 + r_1 \phi_2 + r_2 \phi_3 + \dots + r_{p-1} \phi_p$$

Estimasi dari  $\phi_2$  diperoleh

$$\frac{\partial S_c(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \bar{Y})}{\partial \phi_2} = 0$$

$$\sum_{t=3}^n 2[(Y_t - \bar{Y}) - \phi_1(Y_{t-1} - \bar{Y}) - \phi_2(Y_{t-2} - \bar{Y}) - \dots - \phi_p(Y_{t-p} - \bar{Y})](Y_{t-2} - \bar{Y}) = 0$$

$$\hat{\gamma}_2 = \hat{\gamma}_1 \phi_1 + \hat{\gamma}_0 \phi_2 + \hat{\gamma}_1 \phi_3 + \dots + \hat{\gamma}_{p-2} \phi_p$$

$$\hat{\rho}_2 = \hat{\rho}_1 \phi_1 + \phi_2 + \hat{\rho}_1 \phi_3 + \dots + \hat{\rho}_{p-2} \phi_p$$

$$r_2 = r_1 \phi_1 + \phi_2 + r_1 \phi_3 + \dots + r_{p-2} \phi_p$$

Kemudian estimasi dari  $\phi_p$  diperoleh

$$\frac{\partial S_c(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \bar{Y})}{\partial \phi_p} = 0$$

$$\sum_{t=3}^n 2[(Y_t - \bar{Y}) - \phi_1(Y_{t-1} - \bar{Y}) - \phi_2(Y_{t-2} - \bar{Y}) - \dots - \phi_p(Y_{t-p} - \bar{Y})](Y_{t-p} - \bar{Y}) = 0$$

$$\hat{\gamma}_p = \hat{\gamma}_{p-1} \phi_1 + \hat{\gamma}_{p-2} \phi_2 + \hat{\gamma}_{p-3} \phi_3 + \dots + \phi_p$$

$$\hat{\rho}_p = \hat{\rho}_{p-1} \phi_1 + \hat{\rho}_{p-2} \phi_2 + \hat{\rho}_{p-3} \phi_3 + \dots + \phi_p$$

$$r_p = r_{p-1} \phi_1 + r_{p-2} \phi_2 + r_{p-3} \phi_3 + \dots + \phi_p$$



sehingga diperoleh  $p$  persamaan linear sebagai berikut

$$r_1 = \phi_1 + r_1\phi_2 + r_2\phi_3 + \cdots + r_{p-1}\phi_p$$

$$r_2 = r_1\phi_1 + \phi_2 + r_1\phi_3 + \cdots + r_{p-2}\phi_p$$

$$\vdots$$

$$r_p = r_{p-1}\phi_1 + r_{p-2}\phi_2 + r_{p-3}\phi_3 + \cdots + \phi_p$$

persamaan linear tersebut dapat diubah ke bentuk matriks sebagai berikut

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 & \cdots & r_{p-1} \\ r_1 & r_2 & r_3 & \cdots & r_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p-1} & r_{p-2} & r_{p-3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{bmatrix} \quad (2.6)$$

misal untuk  $k = 2$  diperoleh

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 \\ r_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \end{bmatrix}$$

maka diperoleh estimasi parameter AR(2)

$$\hat{\phi}_1 = \frac{r_1(1-r_2)}{1-r_1^2} \quad \text{dan} \quad \hat{\phi}_2 = \frac{r_2-r_1^2}{1-r_1^2}$$

untuk  $k = 3$  diperoleh

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ r_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & r_2 & r_3 \\ r_2 & r_3 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \phi_3 \end{bmatrix}$$

maka diperoleh estimasi parameter AR(3)

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\begin{vmatrix} r_1 & r_1 & r_2 \\ r_2 & r_2 & r_3 \\ r_3 & r_3 & 1 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & r_2 & r_3 \\ r_2 & r_3 & 1 \end{vmatrix}} \quad \hat{\phi}_2 = \frac{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & r_2 & r_3 \\ r_2 & r_3 & 1 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & r_2 & r_3 \\ r_2 & r_3 & 1 \end{vmatrix}} \quad \text{dan} \quad \hat{\phi}_3 = \frac{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_1 \\ r_1 & r_2 & r_2 \\ r_2 & r_3 & r_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & r_1 & r_2 \\ r_1 & r_2 & r_3 \\ r_2 & r_3 & 1 \end{vmatrix}}$$

Untuk  $k = p$  diperoleh

$$\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 & \cdots & r_{p-1} \\ r_1 & r_2 & r_3 & \cdots & r_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p-1} & r_{p-2} & r_{p-3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{bmatrix}$$

misal

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_p \end{bmatrix}, \mathbf{P} = \begin{bmatrix} 1 & r_1 & r_2 & \cdots & r_{p-1} \\ r_1 & r_2 & r_3 & \cdots & r_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{p-1} & r_{p-2} & r_{p-3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \mathbf{\Phi} = \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \phi_p \end{bmatrix}$$

maka Persamaan (2.6) dapat ditulis menjadi

$$\mathbf{R} = \mathbf{P}\mathbf{\Phi}$$



$$\Phi = P^{-1}R$$

maka diperoleh estimasi parameter AR( $p$ ) adalah  $\hat{\Phi} = \hat{P}^{-1}R$ .

## 2.8.2 Estimasi Parameter Model ARMA

### Model ARMA(1,1)

Model ARMA(1,1) adalah model stasioner yang nilai pengamatan ke- $t$  dipengaruhi oleh nilai pengamatan dan penyimpangan pada periode  $t - 1$ . Untuk membentuk fungsi *likelihood* dari  $n$  pengamatan, dilakukan pengamatan mulai dari pengamatan pertama sampai pengamatan ke- $n$ . Pengamatan pertama proses ARMA(1,1) misal adalah vektor  $Y_{11} = \begin{bmatrix} y_1 \\ e_1 \end{bmatrix}$  dengan  $\mu_{11} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \end{bmatrix}$  diperoleh matriks variansi-kovariansi sebagai berikut

$$\Omega = \sigma_e^2 V_{11} = \begin{bmatrix} \gamma_0 & \sigma_e^2 \\ \sigma_e^2 & \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

maka *pdf* untuk pengamatan pertama proses ARMA(1,1) sebagai berikut

$$f(y_1; \phi_1; \theta_1) = (2\pi\sigma_e^2)^{-\frac{1}{2}} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left( -\frac{1}{2\sigma_e^2} [y_1 - \mu \quad e_1] \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} & \frac{-1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \\ \frac{-1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} & \frac{\sigma_e^{-2}\gamma_0}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 - \mu \\ e_1 \end{bmatrix} \right)$$

Pengamatan kedua dinyatakan sebagai berikut

$$y_2 - \mu = \phi_1(y_1 - \mu) + e_2 - \theta_1 e_1 \quad (2.7)$$

Persamaan (2.7) memperlihatkan bahwa  $y_2$  adalah jumlahan dari nilai konstan  $\phi_1(y_1 - \mu) - \theta_1 e_1$  dengan  $e_1 \sim N(0, \sigma_e^2)$  dan  $e_2 \sim N(0, \sigma_e^2)$ . Pengamatan kedua  $y_2$  dengan syarat  $y_1$ ,  $y_2|y_1 \sim N(\phi_1(y_1 - \mu) - \theta_1 e_1, \sigma_e^2)$ , sehingga *pdf* pengamatan kedua dengan syarat  $y_1$  diperoleh sebagai berikut

$$f(y_2|y_1, \phi_1, \theta_1) = (2\pi\sigma_e^2)^{-1/2} \exp \left( -\frac{1}{2\sigma_e^2} ((y_2 - \mu) - \phi_1(y_1 - \mu) + \theta_1 e_1)^2 \right)$$

kemudian *pdf* bersama untuk pengamatan kedua dan pengamatan pertama diperoleh

$$f(y_2, y_1, \phi_1, \theta_1) = (2\pi\sigma_e^2)^{-1} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left( -\frac{1}{2\sigma_e^2} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right) ((y_1 - \mu)^2 - 2(y_1 - \mu)e_1 + e_1^2 \sigma_e^{-2}\gamma_0) + ((y_2 - \mu) - \phi_1(y_1 - \mu) + \theta_1 e_1)^2 \right)$$

sehingga *pdf* dari  $n$  pengamatan ARMA(1,1) dinyatakan dengan



$$f(y_n, \dots, y_1, \phi_1, \theta_1) = f(y_1, \phi_1, \theta_1) \prod_{t=2}^n f(y_t | y_{t-1}, \phi_1, \theta_1)$$

$$f(y_n, \dots, y_1, \phi_1, \theta_1) = (2\pi\sigma_e^2)^{-n/2} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right)^{1/2} \exp \left( -\frac{1}{2\sigma_e^2} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right) ((y_1 - \mu)^2 - 2(y_1 - \mu)e_1 + e_1^2\sigma_e^{-2}\gamma_0) + \sum_{t=2}^n ((y_t - \mu) - \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \theta_1 e_{t-1})^2 \right)$$

Fungsi *likelihood* diperoleh sebagai berikut

$$L(y_n, \dots, y_1, \phi_1, \theta_1) = (2\pi\sigma_e^2)^{-n/2} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right)^{1/2} \exp \left( -\frac{1}{2\sigma_e^2} \left( \frac{1}{\sigma_e^{-2}\gamma_0 - 1} \right) ((y_1 - \mu)^2 - 2(y_1 - \mu)e_1 + e_1^2\sigma_e^{-2}\gamma_0) + \sum_{t=2}^n ((y_t - \mu) - \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \theta_1 e_{t-1})^2 \right)$$

Kemudian estimasi untuk tiap parameter diperoleh dari turunan pertama *ln* fungsi *likelihood* terhadap tiap parameter sama dengan nol, diperoleh sebagai berikut

$$\frac{\partial \ln L(\phi_1, \theta_1)}{\partial \phi_1} = -2 \left( \sum_{t=2}^n ((y_t - \mu) - \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \theta_1 e_{t-1}) \right) (y_{t-1} - \mu) = 0$$

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu) + \theta_1 \sum_{t=2}^n e_{t-1}(y_{t-1} - \mu)}{\sum_{t=2}^n (y_{t-1} - \mu)(y_{t-1} - \mu)}$$

$$\frac{\partial \ln L(\phi_1, \theta_1)}{\partial \theta_1} = 2 \left( \sum_{t=2}^n ((y_t - \mu) - \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \theta_1 e_{t-1}) \right) (e_{t-1}) = 0$$

$$\hat{\theta}_1 = \frac{-\sum_{t=2}^n (y_t - \mu)(e_{t-1}) + \phi_1 \sum_{t=2}^n e_{t-1}(y_{t-1} - \mu)}{\sum_{t=2}^n (e_{t-1})(e_{t-1})}$$

### Model ARMA(*p, q*)

Model ARMA(*p, q*) adalah model stasioner yang nilai pengamatan ke-*t* dipengaruhi oleh nilai pengamatan sepanjang *p* periode sebelumnya dan penyimpangan sepanjang *q* periode sebelumnya. Bentuk umum model ARMA(*p, q*) adalah

$$y_t - \mu = \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \dots + \phi_p(y_{t-p} - \mu) + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.10)$$

dengan mengalikan kedua ruas Persamaan (2.10) dengan  $y_t - \mu$  maka diperoleh variansi sebagai berikut

$$\gamma_0 = \phi_1\gamma_1 + \phi_2\gamma_2 + \dots + \phi_p\gamma_p + (1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_q)\sigma_e^2$$

Untuk membentuk fungsi *likelihood* dari *n* pengamatan, dilakukan pengamatan mulai dari pengamatan pertama sampai pengamatan ke-*n*. Pandang *p* pengamatan



pertama sebagai vector  $\mathbf{Y}_{p,q}$  berukuran  $[(p+q) \times 1]$  yang merupakan realisasi dari variable berdimensi  $p+q$  dan berdistribusi Normal. Rata-rata dari  $\mathbf{Y}_{p,q}$  dinotasikan  $\boldsymbol{\mu}_{p,q}$  berukuran  $[(p+q) \times 1]$  dengan elemen  $\mu$  dan  $e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$  sedangkan matriks varian kovarian dinotasikan  $\boldsymbol{\Omega}$

$$\mathbf{Y}_{p,q} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \\ e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\mu}_{p,q} = \begin{bmatrix} \mu \\ \mu \\ \vdots \\ \mu \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\Omega} = \sigma_e^2 \mathbf{V}_{p,q} = E[\mathbf{Y}_{p,q} \mathbf{Y}_{p,q}']$$

$$\boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_{p-1} & \sigma_e^2 & 0 & \cdots & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & \cdots & \gamma_{p-2} & (\phi_1 - \theta_1)\sigma_e^2 & \sigma_e^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{p-1} & \gamma_{p-2} & \cdots & \gamma_0 & (\phi_{p-1} - \theta_{q-1})\sigma_e^2 & \cdots & \cdots & \sigma_e^2 \\ \sigma_e^2 & (\phi_1 - \theta_1)\sigma_e^2 & \cdots & (\phi_{p-1} - \theta_{q-1})\sigma_e^2 & \sigma_e^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 & \cdots & (\phi_{p-1} - \theta_{q-1})\sigma_e^2 & 0 & \sigma_e^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_e^2 & 0 & 0 & \cdots & \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Distribusi untuk  $p$  pengamatan pertama adalah  $(y_1, y_2, \dots, y_p) \sim WN(\boldsymbol{\mu}_{p,q}, \sigma_e^2 \mathbf{V}_{p,q})$  pdf bersama untuk pengamatan pertama proses ARMA( $p, q$ ) sebagai berikut

$$f(y_p, \dots, y_1; \varphi) = (2\pi\sigma_e^2)^{-p/2} |\mathbf{V}_{p,q}^{-1}|^{1/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_e^2} (\mathbf{Y}_{p,q} - \boldsymbol{\mu}_{p,q})' \mathbf{V}_{p,q}^{-1} (\mathbf{Y}_{p,q} - \boldsymbol{\mu}_{p,q})\right)$$

dengan  $\varphi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ . Sedangkan  $(y_{p+1})$  bersyarat dengan  $y_1, y_2, \dots, y_p$  mempunyai distribusi

$$y_{p+1} | y_1, y_2, \dots, y_p \sim N(\phi_1(y_p - \mu) + \cdots + \phi_p(y_1 - \mu) - \theta_1 e_q - \cdots - \theta_q e_1, \sigma_e^2)$$

Sehingga pdf bersama dari  $n$  pengamatan pada model ARMA( $p, q$ ) diperoleh

$$f(y_n, y_{n-1}, \dots, y_1; \varphi) = f(y_1, y_2, \dots, y_p; \varphi) \prod_{t=p+1}^n f(y_t | y_1, y_2, \dots, y_{t-1}; \varphi)$$

$$f(y_n, y_{n-1}, \dots, y_1; \varphi) = (2\pi\sigma_e^2)^{-p/2} |\mathbf{V}_{p,q}^{-1}|^{1/2} \exp\left(-\frac{S(\varphi)}{2\sigma_e^2}\right)$$

Fungsi *likelihood* diperoleh sebagai berikut



$$L(y_n, y_{n-1}, \dots, y_1; \varphi) = (2\pi\sigma_e^2)^{-p/2} |V_{p,q}^{-1}|^{1/2} \exp\left(-\frac{S(\varphi)}{2\sigma_e^2}\right)$$

dengan

$$S(\varphi) = (\mathbf{Y}_{p,q} - \boldsymbol{\mu}_{p,q})' \mathbf{V}_{p,q}^{-1} (\mathbf{Y}_{p,q} - \boldsymbol{\mu}_{p,q}) + \sum_{t=p+1}^n \left( (y_t - \mu) + \dots + \phi_p (y_1 - \mu) - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \right)^2$$

Kemudian estimasi untuk tiap parameter diperoleh dari turunan pertama  $\ln$  fungsi *likelihood* terhadap tiap parameter sama dengan nol, diperoleh sebagai berikut

$$\begin{aligned} \hat{\phi}_1 &= \frac{\sum_{t=p+1}^n (y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu) - \phi_2 \sum_{t=p+1}^n (y_{t-2} - \mu)(y_{t-1} - \mu)}{\sum_{t=p}^n (y_{t-1} - \mu)(y_{t-1} - \mu)} \\ &\quad + \frac{\theta_1 \sum_{t=p+1}^n e_{t-1}(y_{t-1} - \mu) + \dots + \theta_q \sum_{t=p+1}^n e_{t-q}(y_{t-1} - \mu)}{\sum_{t=p}^n (y_{t-1} - \mu)(y_{t-1} - \mu)} \\ \hat{\phi}_2 &= \frac{\sum_{t=p+1}^n (y_t - \mu)(y_{t-2} - \mu) - \phi_1 \sum_{t=p+1}^n (y_{t-1} - \mu)(y_{t-2} - \mu)}{\sum_{t=p}^n (y_{t-2} - \mu)(y_{t-2} - \mu)} \\ &\quad + \frac{\theta_1 \sum_{t=p+1}^n e_{t-1}(y_{t-2} - \mu) + \dots + \theta_q \sum_{t=p+1}^n e_{t-q}(y_{t-2} - \mu)}{\sum_{t=p}^n (y_{t-2} - \mu)(y_{t-2} - \mu)} \\ \hat{\phi}_p &= \frac{\sum_{t=p+1}^n (y_t - \mu)(y_1 - \mu) - \dots - \phi_{p-1} \sum_{t=p+1}^n (y_2 - \mu)(y_1 - \mu)}{\sum_{t=p}^n (y_1 - \mu)(y_1 - \mu)} \\ &\quad + \frac{\theta_1 \sum_{t=p+1}^n e_{t-1}(y_1 - \mu) + \dots + \theta_q \sum_{t=p+1}^n e_{t-q}(y_1 - \mu)}{\sum_{t=p}^n (y_1 - \mu)(y_1 - \mu)} \\ \hat{\theta}_1 &= \frac{-\sum_{t=p+1}^n (y_t - \mu)(e_{t-1}) + \dots + \phi_p \sum_{t=p+1}^n (y_1 - \mu)(e_{t-1})}{\sum_{t=p}^n (e_{t-1})(e_{t-1})} \\ &\quad - \frac{\theta_2 \sum_{t=p+1}^n e_{t-1}(e_{t-2}) - \dots - \theta_q \sum_{t=p+1}^n e_{t-q}(e_{t-1})}{\sum_{t=p}^n (e_{t-1})(e_{t-1})} \\ \hat{\theta}_q &= \frac{-\sum_{t=p+1}^n (y_t - \mu)(e_{t-q}) + \dots + \phi_p \sum_{t=p+1}^n (y_1 - \mu)(e_{t-q})}{\sum_{t=p}^n (e_{t-q})(e_{t-q})} \\ &\quad - \frac{\theta_1 \sum_{t=p+1}^n e_{t-1}(e_{t-q}) - \dots - \theta_{q-1} \sum_{t=p+1}^n e_{t-q-1}(e_{t-q})}{\sum_{t=p}^n (e_{t-q})(e_{t-q})} \end{aligned}$$

## 2.9 Model Diagnostik

Menurut Winarno (2007), model diagnostik digunakan untuk mengetahui apakah model cocok untuk digunakan. Kecocokan model dilihat dari erornya, eror dari model dikatakan baik apabila sudah tidak terdapat autokorelasi, variansinya homogen dan memiliki nilai MSE yang kecil. Oleh karena itu, dilakukan uji autokorelasi eror, uji homogenitas variansi dan penghitungan nilai MSE. Apabila



eror tidak memenuhi tiga hal tersebut, maka model yang diperoleh kurang cocok dengan data, sehingga perlu dilakukan identifikasi dan estimasi lagi.

### 1.9.1 Uji Autokorelasi

Model rata-rata bersyarat dan model heteroskedastisitas dikatakan baik apabila eror yang dihasilkan sudah tidak memiliki autokorelasi. Hal ini dapat dilihat dari plot ACF dan PACF. Apabila tidak ada nilai yang signifikan berbeda dengan nol berarti sudah tidak ada autokorelasi dalam eror dan menandakan bahwa model sudah cukup baik.

Bentuk plot ACF dan PACF merupakan gambaran awal adanya autokorelasi. Uji statistik perlu dilakukan untuk meyakinkan hal itu. Oleh karena itu, digunakan uji Breusch-Godfrey untuk mengetahui autokorelasi data.

$H_0$  : tidak ada autokorelasi di dalam eror model rata-rata bersyarat

$H_1$  : ada autokorelasi di dalam eror model rata-rata bersyarat.

Uji Breusch-Godfrey dirumuskan sebagai

$$t^* = (T - k)R^2$$

dengan  $T$  adalah ukuran sampel dan  $R^2$  adalah koefisien determinasi dari model.

Statistik uji  $t^*$  dibandingkan dengan nilai tabel  $\chi_k^2$ . Apabila nilai  $t^*$  lebih besar dari nilai  $\chi_k^2$  maka  $H_0$  ditolak.

### 1.9.2 Heteroskedastisitas

Heteroskedastisitas adalah model yang memiliki variansi eror yang tidak konstan. Perubahan variansi eror terjadi setiap saat. Dalam penelitian ini untuk mengidentifikasi heteroskedastisitas digunakan uji White.

$H_0$  : homoskedastisitas

$H_1$  : heteroskedastisitas

dengan statistik uji  $obs.R^2$ .  $H_0$  ditolak jika  $obs.R^2 > \chi_{k,\alpha}^2$

### 2.10 Uji Keasimetrisan

Volatilitas dapat didefinisikan sebagai variansi dari suatu data terhadap waktu. Kondisi eror lebih kecil dari nol yang sering disebut dengan istilah kondisi buruk dan kondisi eror yang lebih besar dari nol disebut kondisi baik. Apabila kondisi buruk dan kondisi baik memberikan pengaruh yang tidak sama terhadap



volatilitas, keadaan ini dikenal sebagai *leverage effect* (Chen, 2005). *Leverage effect* dapat diamati dengan membuat plot *cross correlogram* antara kuadrat dari standar erornya dengan standar eror *lag*nya.

## 2.11 Model ARCH dan Model GARCH

Model ARCH dan model GARCH adalah model yang digunakan untuk data runtun waktu yang memiliki volatilitas tinggi dan memiliki variansi eror yang tidak konstan (heteroskedastisitas). Engle (1982) mengembangkan model ARCH dengan rata-rata dan variansi dimodelkan secara simultan. Berikut adalah bentuk umum model ARCH( $p$ ).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2$$

dengan  $\sigma_t^2$  variansi residual dan  $e_{t-p}^2$  kuadrat residual periode yang lalu.

Bollerslev (1986) mengembangkan model ARCH dengan memperhatikan variansi residual periode yang lalu. Berikut adalah bentuk umum model GARCH( $p, q$ ).

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p e_{t-p}^2 + \lambda_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \lambda_q \sigma_{t-q}^2 \quad (2.11)$$

dengan  $\sigma_{t-q}^2$  variansi residual periode yang lalu.

## 2.12 Model EGARCH

EGARCH adalah model yang sering digunakan untuk analisa *return* saham pada kondisi asimetris. EGARCH diperkenalkan oleh Nelson (1991) dengan variansi dirumuskan sebagai berikut

$$\ln(\sigma_t^2) = a + \sum_{i=1}^r b_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^s c_j \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} + \sum_{j=1}^s d_j \left( \left| \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + E \left( \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right) \right) \quad (2.12)$$

dengan  $\sigma_t^2$  variansi eror pada waktu  $t$ ,  $e_t$  eror pada waktu  $t$ ,  $a$  konstanta, dan  $b, c, d$  parameter.

## 2.13 Kriteria Informasi

Menurut Winarno (2007) model heteroskedastisitas yang cocok dapat dipilih berdasarkan nilai mutlak dari *Akaike Info Criterion* (AIC) dan *Schwarz Criterion* (SC). Kedua kriteria tersebut dapat dirumuskan sebagai

$$AIC = e^{\frac{2k}{T}} \left( \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T} \right) \text{ dan } SC = T^{\frac{k}{T}} \left( \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T} \right)$$



dengan  $\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2$  adalah kuadrat dari eror ke- $t$ . Model yang dipilih untuk meramalkan data adalah model dengan nilai mutlak AIC dan SC terkecil.

#### 2.14 Model EGARCH-ECM

*Error correction model* (ECM) adalah teknik untuk mengoreksi ketidakseimbangan jangka panjang, serta dapat menjelaskan hubungan antar variabel pada waktu sekarang dan waktu lampau. ECM diterapkan dalam analisa ekonometrika untuk data runtun waktu karena ECM dapat menganalisa fenomena ekonomi jangka panjang, mengkaji konsistensi model, dan untuk memecahkan masalah stasioneritas data runtun waktu.

Berikut adalah langkah-langkah pengujian dari *error correction model*.

##### 1. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi digunakan untuk mengetahui hubungan keseimbangan jangka panjang antar dua variabel. Metode yang digunakan adalah *Johansen test*, hipotesa untuk uji tersebut dalam Thanh Phung (2013) adalah

$H_0$  : terdapat kointegrasi

$H_1$  : tidak terdapat kointegrasi

Statistik uji merupakan rasio besarnya nilai Trace statistik dan Max-Eigen statistik dengan nilai critical value pada  $\alpha = 5\%$ .

##### 2. Uji Kausalitas

Uji kausalitas digunakan untuk mengetahui hubungan dua arah atau satu arah antar dua variabel. Untuk melihat hubungan kausalitas digunakan Granger *Causality Test*. Hipotesa untuk uji tersebut dalam Gujarati (2004) sebagai berikut

$H_0$  : variabel satu tidak dipengaruhi oleh variabel dua

$H_1$  : variabel satu dipengaruhi oleh variabel dua

Statistik uji berdasarkan uji F untuk masing-masing modelnya.

##### 3. Pembentukan Model *Error Correction Model*

Model ECM dapat dibentuk karena terjadi kointegrasi antar variabel yang menunjukkan adanya hubungan jangka panjang Adapun bentuk umum model ECM yang diuraikan dalam Thanh Phung (2013) adalah sebagai berikut.

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + u_t$$

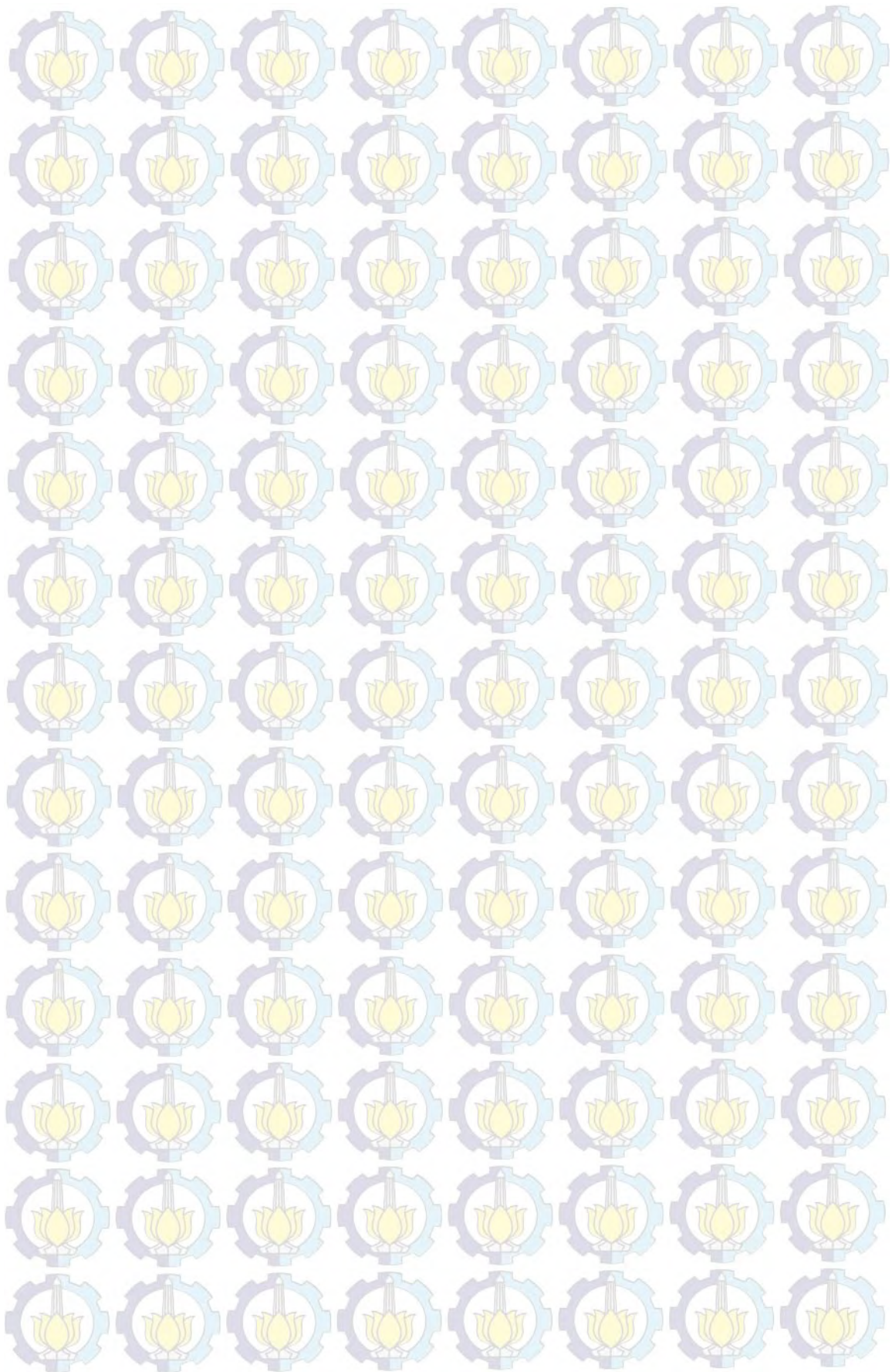


Berdasarkan persamaan tersebut diperoleh

$$\Delta Y_t = B_0 \Delta X_t + u_t + \gamma ECT_{t-1}$$

dengan  $ECT_{t-1} = Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}$ . ECT (*Error Correction Term*) koreksi kesalahan lag dari persamaan awal.







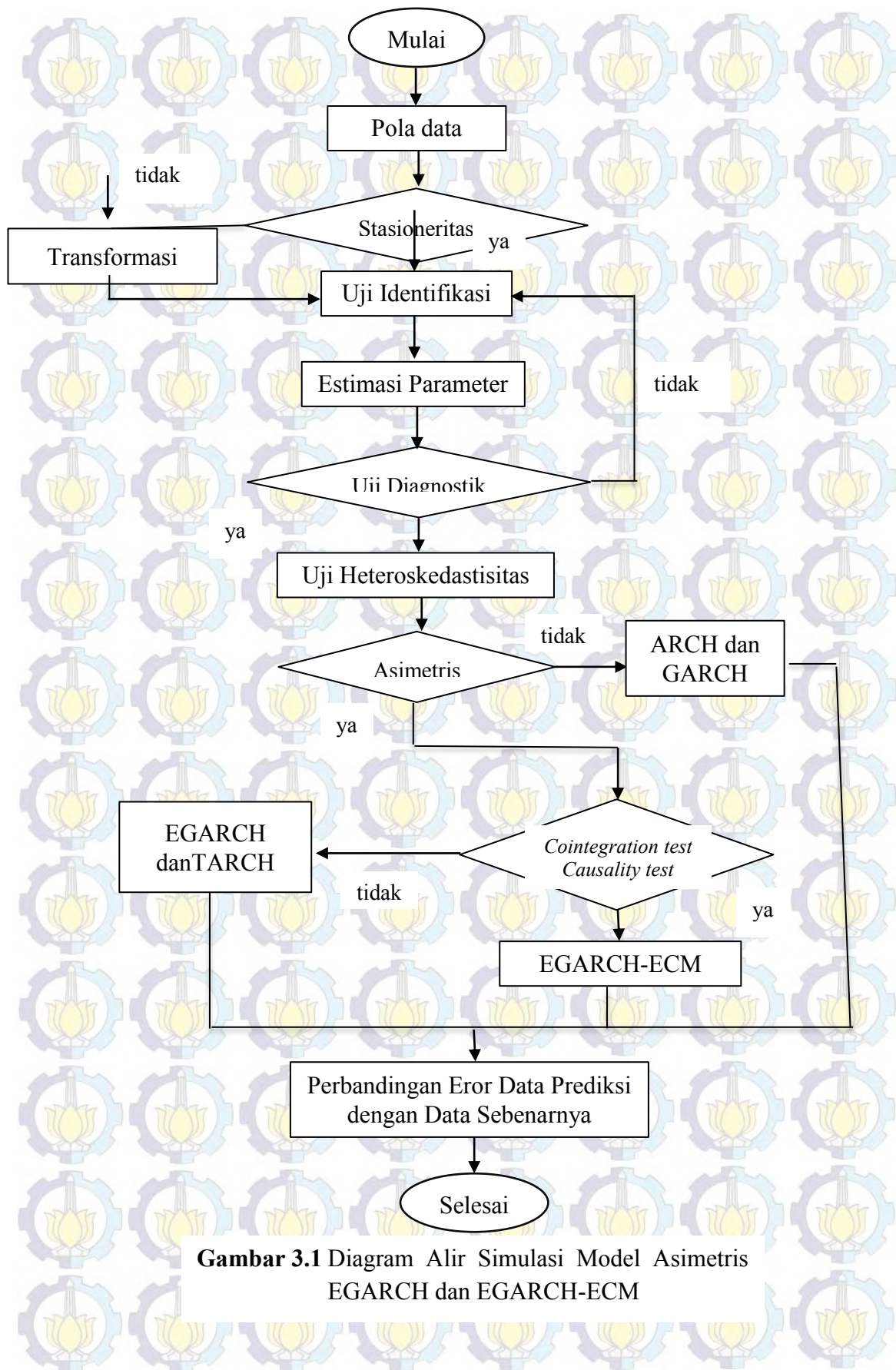
### BAB 3

## METODE PENELITIAN

Pada penelitian ini, metode yang digunakan adalah studi literatur yang diaplikasikan pada data IHSG yang diperoleh dari [www.finance.yahoo.com](http://www.finance.yahoo.com) dan data ISSI yang diperoleh dari [www.duniainvestasi.com](http://www.duniainvestasi.com) pada periode 22 Juni 2011 sampai dengan 15 Agustus 2014. Berikut adalah langkah-langkah operasional untuk mencapai tujuan penelitian.

1. Membuat plot data untuk mengetahui pola sebaran data dan melakukan uji stasioneritas menggunakan uji akar unit.
2. Melakukan transformasi  $\ln$  jika data tidak stasioner. Kemudian melakukan uji akar unit kembali
3. Melakukan identifikasi model stasioner dengan menggunakan plot ACF dan PACF dari data yang sudah ditransformasikan. Kemudian memberikan kesimpulan dari model stasioner data tersebut.
4. Melakukan model stasioner dan melakukan uji diagnostik untuk kedua data.
5. Melakukan uji asimetris dengan melihat *cross correlogram* dan *leverage plot*.
6. Melakukan model EGARCH.
7. Melakukan *cointegration test* untuk mengetahui hubungan jangka panjang kedua variabel. Kemudian dilakukan *causality test* untuk mengetahui hubungan dua arah antar dua variabel. Kemudian dengan memperhatikan sifat tersebut dilakukan model asimetri EGARCH-ECM.
8. Melakukan tahapan simulasi tersebut dengan menggunakan *e-views* dan MATLAB.





**Gambar 3.1** Diagram Alir Simulasi Model Asimetris EGARCH dan EGARCH-ECM



## BAB 4

### HASIL DAN PEMBAHASAN

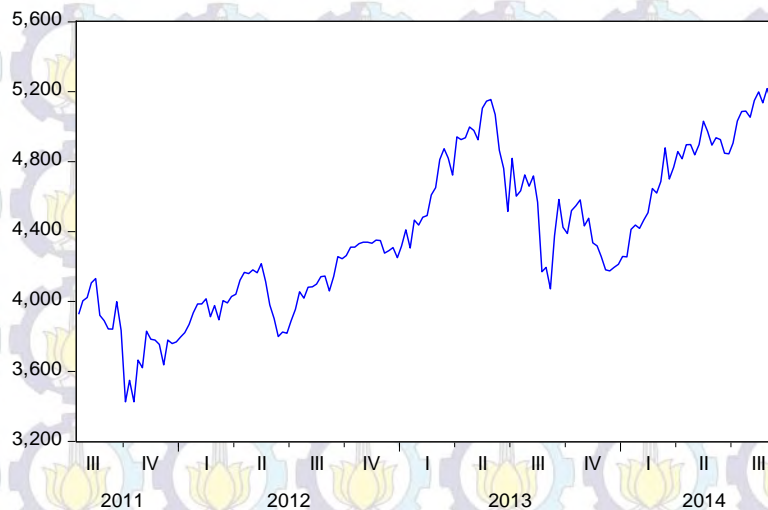
Saham adalah salah satu sarana investasi, walaupun investasi saham lebih menguntungkan dibandingkan investasi emas dan investasi deposito, investasi saham memiliki resiko yang besar. Investasi saham dipengaruhi oleh banyak hal, diantaranya nilai tukar, inflasi, suku bunga, harga kebutuhan pokok, dan kestabilan politik. Oleh karena itu, saham berfluktuasi dari waktu ke waktu. Pergerakan harga saham merupakan hal yang penting diketahui oleh tiap investor. Pergerakan harga saham dapat diketahui berdasarkan nilai indeks. Untuk saham-saham yang berbasis konvensional, pergerakan harga saham dapat dilihat berdasarkan nilai Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG), sedangkan untuk saham-saham yang berbasis syariah, pergerakan harga saham dapat dilihat berdasarkan nilai *Jakarta Islamic Index* (JII) atau Indeks Saham Syariah Indonesia (ISSI). JII menaungi 30 emiten sedangkan ISSI menaungi 322 emiten. Adapun perbedaan saham konvensional dan syariah adalah terletak pada perjanjian dan sistem pembagian keuntungan. Saham syariah adalah surat berharga yang menunjukkan kepemilikan terhadap suatu perusahaan dengan asas *musyarakah*, sistem bagi hasil dan resiko yang disepakati di awal melalui akad *Ba'i Al Musawamah*. Akad *Ba'i Al Musawamah* adalah perjanjian dengan menetapkan harga jual beli berdasarkan kesepakatan yang mengacu harga pasar yang wajar melalui mekanisme tawar-menawar yang berkesinambungan. Dalam penelitian ini digunakan data *return* IHSG dan *return* ISSI, yang menggambarkan *return* rata-rata yang akan diperoleh investor jika berinvestasi pada pasar saham konvensional dan syariah. *Return* indeks juga digunakan sebagai arah pergerakan harga saham, jika bernilai negatif maka harga saham yang dinaungi akan cenderung menurun dan jika bernilai positif maka harga saham yang dinaungi akan cenderung naik.

#### 4.1 Deskripsi dan Pola Data

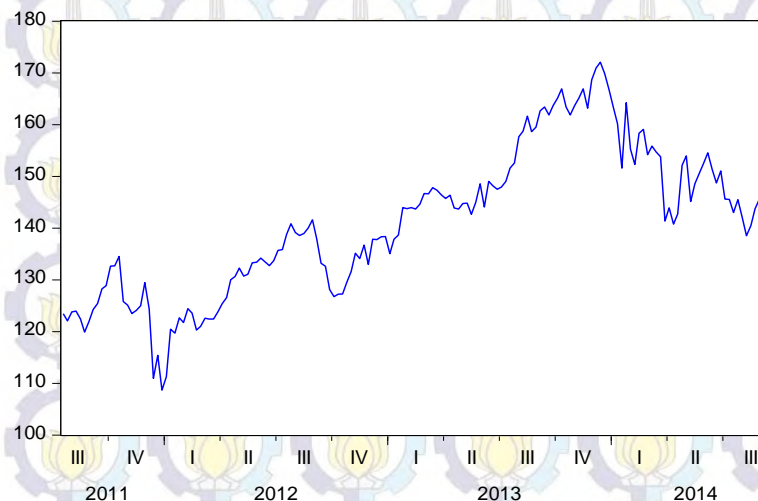
Berdasarkan metode penelitian yang telah dirancang, maka langkah pertama yang dilakukan adalah deskripsi data. Gambar 4.1 dan Gambar 4.2 menunjukkan



data IHSG dan ISSI berfluktuasi dari waktu ke waktu yang mengindikasikan data tidak stasioner baik dalam rata-rata maupun variansinya.



**Gambar 4.1.** *Time Series Plot IHSG*



**Gambar 4.2.** *Time Series Plot ISSI*

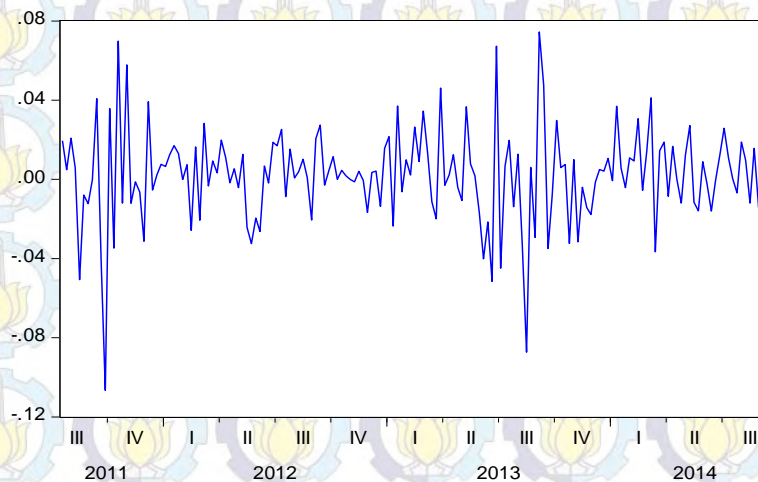
Indikasi bahwa data tidak stasioner dapat diperkuat menggunakan uji stasioner *unit root*. Nilai probabilitas *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) untuk data IHSG adalah 0,7246. Untuk data ISSI adalah 0,3865. Nilai probabilitas lebih besar dari tingkat signifikansi  $\alpha = 0,05$ . Hal ini juga dapat dibuktikan dari nilai statistik  $t$ ,  $|t|_{IHSG} = 1,076379 < t_{(0,05;164)} = 1,6542$ . Begitu juga  $|t|_{ISSI} = 1,481099 < t_{(0,05;164)} = 1,6542$ , artinya  $H_0$  gagal ditolak yang menunjukkan data memiliki akar unit maka data tidak stasioner. Hasil ini dapat dilihat pada Tabel 4.1.



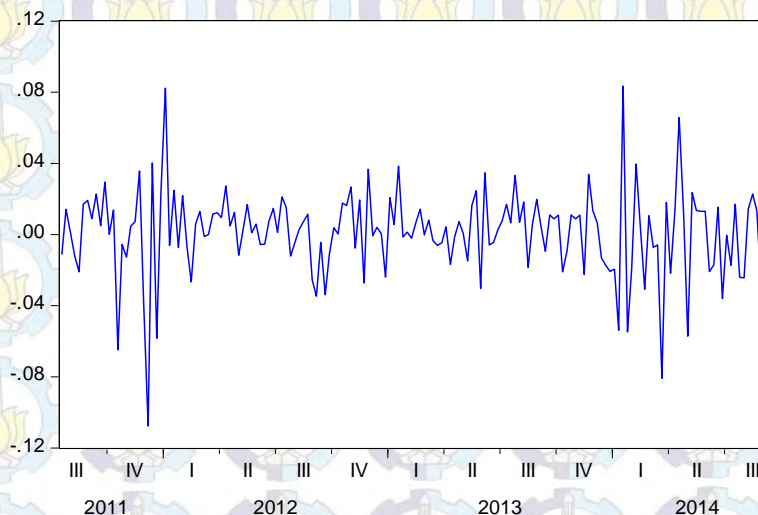
**Tabel 4.1.** Uji Stasioner Data Asli

ADF test statistic	t-Statistic	Prob
IHSG	-1,076379	0,7246
ISSI	-1,481099	0,3865

Data IHSG dan ISSI tidak stasioner tetapi data *return* IHSG dan *return* ISSI stasioner dalam rata-rata tetapi variansinya tidak konstan sehingga tidak diperlukan proses transformasi pada masing-masing data, hal ini terlihat pada Gambar 4.3 dan Gambar 4.4.



**Gambar 4.3.** Time Series Plot Return IHSG



**Gambar 4.4.** Time Series Plot Return ISSI

Indikasi data *return* stasioner diperkuat oleh uji ADF seperti yang terlihat pada Tabel 4.2. Nilai probabilitas ADF nol lebih kecil dari tingkat signifikansi  $\alpha = 0,05$ . Hal ini juga dapat dibuktikan dari nilai statistik  $t$ ,  $|t|_{\text{return IHSG}} =$



$14,57431 > t_{(0,05;164)} = 1,654$ . Begitu juga  $|t|_{return\ ISSI} = 16,65808 > t_{(0,05;164)} = 1,6542$ , artinya  $H_0$  ditolak yang menunjukkan data tidak memiliki akar unit maka data *return* stasioner.

**Tabel 4.2.** Uji Stasioner *Return*

ADF test statistic	t-Statistic	Prob
IHSG	-14,57431	0,0000
ISSI	-16,65808	0,0000

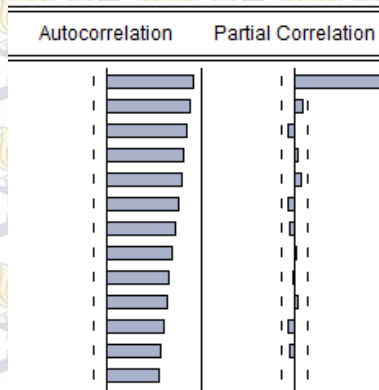
Karena terbukti stasioner terhadap rata-rata maka sebelum memodelkan variansinya, dilakukan model rata-rata terlebih dahulu.



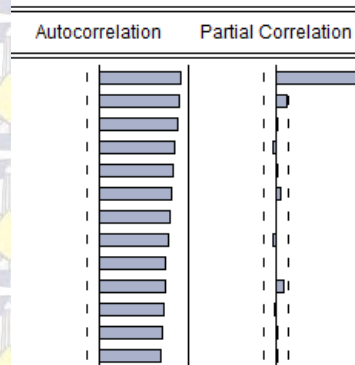
## 4.2 Pembentukan Model Stasioner Rata-rata Bersyarat

### 4.2.1 Identifikasi Model

Pemodelan rata-rata bersyarat dari data stasioner dapat menggunakan ARMA. Untuk mengidentifikasi model ARMA digunakan ACF dan PACF seperti yang terlihat pada Gambar 4.5 dan Gambar 4.6.



Gambar 4.5. ACF dan PACF *Return IHSG*



Gambar 4.6. ACF dan PACF *Return ISSI*

Dari Gambar 4.5 dan 4.6, untuk keduanya nilai ACF turun secara eksponensial dan PACF terputus setelah lag pertama, maka model rata-rata bersyarat yang digunakan adalah AR(1).

### 4.2.2 Estimasi Parameter Model

Berikut adalah model autoregresi orde satu dengan mean  $\mu$

$$Y_t - \mu = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + e_t$$

Persamaan tersebut dapat dilihat sebagai model regresi dengan variabel prediktor  $Y_{t-1}$  dan variabel respon  $Y_t$ . Estimasi kuadrat terkecil dihasilkan dengan meminimalkan jumlah kuadrat erornya.



$$(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu)$$

Karena hanya  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  yang diamati, maka diperoleh jumlahan dari  $t = 2$  sampai  $t = n$  sebagai berikut

$$S_c(\phi_1, \mu) = \sum_{t=2}^n [(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu)]^2$$

kemudian estimasi dari mean ( $\hat{\mu}$ ) diperoleh melalui

$$\frac{\partial S_c}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \mu) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu)](-1 + \phi_1) = 0$$

$$\mu = \frac{1}{(n-1)(1-\phi_1)} \left[ \sum_{t=2}^n Y_t - \phi_1 \sum_{t=2}^n Y_{t-1} \right]$$

untuk  $n$  besar dapat diperoleh

$$\frac{1}{(n-1)} \sum_{t=2}^n Y_t \approx \frac{1}{(n-1)} \sum_{t=2}^n Y_{t-1} \approx \bar{Y}$$

$$\hat{\mu} \approx \frac{1}{(1-\phi_1)} [\bar{Y} - \phi_1 \bar{Y}] = \bar{Y}$$

kemudian estimasi dari  $\phi_1$  diperoleh

$$\frac{\partial S_c(\phi_1, \bar{Y})}{\partial \phi_1} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \bar{Y}) - \phi_1(Y_{t-1} - \bar{Y})](Y_{t-1} - \bar{Y}) = 0$$

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-1} - \bar{Y})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - \bar{Y})^2}$$

Untuk selanjutnya perhitungan estimasi parameter model stasioner AR(1) akan dilakukan dengan bantuan software *e-views*, diperoleh hasil seperti pada Tabel 4.3.

**Tabel 4.3.** Model AR *Return*

Variabel	IHSG	ISSI
C	92,05687	4,70088
AR(1)	0,98067	0,96759

Berdasarkan Tabel 4.3 untuk *return* IHSG diperoleh  $\hat{\phi}_1 = 0,98067$  dan nilai intersep 92,05687 sehingga diperoleh model AR(1) berikut

$$Y_t = 0,98067Y_{t-1} + 92,05687 + e_t$$

Untuk data *return* ISSI diperoleh  $\hat{\phi}_1 = 0,96759$  dan nilai intersep 4,70088 sehingga diperoleh model AR(1) berikut



$$Y_t = 0,96759Y_{t-1} + 4,70088 + e_t$$

dengan  $Y_t$  adalah *return* pada waktu  $t$  dan  $e_t$  adalah eror yang dihasilkan model AR(1) pada waktu  $t$ .

#### 4.2.3 Uji Diagnostik

##### Uji Autokorelasi

Model rata-rata bersyarat yang baik, eror yang dihasilkan tidak memiliki autokorelasi. Autokorelasi menunjukkan adanya hubungan antar pengamatan. Uji statistik Breusch-Godfrey adalah uji yang digunakan untuk mengetahui adanya autokorelasi, seperti pada Tabel 4.4.

**Tabel 4.4.** Uji Autokorelasi Model

	Probabilitas AR(1)	
	<i>Return IHSG</i>	<i>Return ISSI</i>
Uji Breusch-Godfrey	0,2134	0,2220
Eror pada <i>lag</i> -1	0,7652	0,7561
Eror pada <i>lag</i> -2	0,7213	0,7612
Eror pada <i>lag</i> -3	0,4512	0,4462
Eror pada <i>lag</i> -4	0,2111	0,2092
Eror pada <i>lag</i> -5	0,1202	0,1187
Eror pada <i>lag</i> -6	0,0912	0,0845
Eror pada <i>lag</i> -7	0,2307	0,2418
Eror pada <i>lag</i> -8	0,3087	0,2985

Berdasarkan Tabel 4.4 nilai probabilitas AR(1) untuk *return* IHSG dan *return* ISSI lebih dari  $\alpha = 0,05$  yang artinya tidak terdapat autokorelasi pada eror model AR(1).

##### Uji Heteroskedastisitas

Suatu keadaan dikatakan heteroskedastisitas, jika suatu data memiliki variansi eror yang tidak konstan untuk setiap pengamatan. Data yang bersifat heteroskedastisitas cenderung merupakan data yang nilainya berfluktuasi dengan cepat. Volatilitas digunakan untuk menggambarkan fluktuasi dari suatu data. Volatilitas dapat didefinisikan sebagai variansi data terhadap waktu. Volatilitas dapat digambarkan dengan adanya kecenderungan suatu data berfluktuasi secara



cepat dari waktu ke waktu sehingga variansi error berubah setiap waktu. Hal ini dapat diketahui melalui uji White seperti pada Tabel 4.5.

**Tabel 4.5.** Uji Heteroskedastisitas White *Return*

	IHSG	ISSI
<i>Obs. R</i> <sup>2</sup>	9,213801	11,25691
Probabilitas $\chi^2$	0,0100	0,0050

Berdasarkan Tabel 4.5 nilai probabilitas kedua data, kurang dari  $\alpha = 0,05$ . Nilai  $R^2_{return\ IHSG} = 9,213801 > \chi^2_{0,05;2} = 5,991$  dan  $R^2_{return\ ISSI} = 11,25691 > \chi^2_{0,05;2} = 5,991$  sehingga  $H_0$  ditolak yang artinya terdapat heteroskedastisitas.



### 4.3 Estimasi Parameter Model GARCH

Berdasarkan uji diagnostik, *return* IHSG dan *return* ISSI tidak terdapat autokorelasi tetapi kedua data tersebut memiliki variansi error yang tidak konstan (heteroskedastisitas). Model yang dapat digunakan untuk mengatasi heteroskedastisitas adalah model GARCH, didefinisikan sebagaimana pada Persamaan (2.11). Model GARCH memiliki kelemahan diantaranya mengasumsikan pengaruh error positif dan error negatif terhadap volatilitas adalah sama. Berikut adalah proses estimasi parameter model GARCH  $(p, q)$ , diketahui

$$Y_t = Y'_{t-1}\phi_1 + e_t \text{ model rata-rata AR(1)}$$

$$e_t = \sigma_t v_t \quad v_t \sim iid N(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \lambda_j \sigma_{t-j}^2$$

$$\omega' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q)$$

$$\psi = (\phi_1, \omega)$$

$$z'_t = (1, e_{t-1}^2, e_{t-2}^2, \dots, e_{t-p}^2, \sigma_{t-1}^2, \sigma_{t-2}^2, \dots, \sigma_{t-q}^2)$$

$$\sigma_t^2 = z'_t \omega$$

dengan asumsi  $e_t \sim N(0, \sigma_t^2)$  berdistribusi normal, maka fungsi *likelihood*

$$L(\psi, \sigma_t^2 | y_t) = (2\pi\sigma_t^2)^{-T/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\frac{e_t}{\sigma_t}\right)^2\right)$$

kemudian fungsi *ln likelihood*

$$l(\psi) = \ln L(\psi) = -\frac{1}{2} \left( T \ln(2\pi) + T \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_t^2) + \sum_{t=1}^T \left(\frac{e_t}{\sigma_t}\right)^2 \right)$$

melakukan turunan fungsi  $l(\psi)$  terhadap  $\psi$

$$\frac{\partial l(\psi)}{\partial \psi} = -\frac{e_t}{\sigma_t^2} \frac{\partial e_t}{\partial \psi} - \frac{1}{2} \frac{1}{\sigma_t^4} (\sigma_t^2 - e_t^2) \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \psi}$$

Persamaan model rata-rata diturunkan terhadap  $\phi_1$  diperoleh  $\frac{\partial e_t}{\partial \phi_1} = y'_{t-1}$ , dengan

substitusi  $e_t = \sigma_t v_t$  kemudian diperoleh turunan persamaan rata-rata terhadap  $\sigma_t$

berikut  $\frac{\partial \sigma_t}{\partial \phi_1} = -\frac{y'_{t-1}}{v_t}$ . Dengan menggunakan persamaan tersebut digunakan dalam

penurunan GARCH  $(p, q)$  terhadap  $\phi_1$  sebagai berikut

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \phi_1} = 2 \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i} y'_{t-1} + \sum_{j=1}^q \lambda_j \frac{\partial \sigma_{t-j}^2}{\partial \phi_1} \left( -\frac{y'_{t-1}}{v_t} \right)$$

Persamaan GARCH  $(p, q)$  diturunkan terhadap  $\alpha_i$  sebagai berikut



$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \alpha_i} = \sum_{i=1}^p \left( e_{t-i}^2 + \alpha_i \frac{\partial e_{t-i}^2}{\partial \alpha_i} \frac{\partial e_{t-i}}{\partial \alpha_i} \right)$$

Persamaan GARCH  $(p, q)$  diturunkan terhadap  $\lambda_j$  sebagai berikut

$$\frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \lambda_j} = \sum_{j=1}^q \left( \sigma_{t-j}^2 + \lambda_j \frac{\partial \sigma_{t-j}^2}{\partial \lambda_j} \frac{\partial \sigma_{t-j}}{\partial \lambda_j} \right)$$

Untuk menentukan pendekatan estimasi parameter maka digunakan metode iteratif. Metode iteratif yang digunakan adalah metode Berndt Hall Hall Hausman (BHHH). Pada iterasi ini fungsi objektif  $l$  diaproksimasi dengan menggunakan deret Taylor orde kedua di sekitar nilai awal  $\psi_0$  sebagai berikut

$$l = l(\psi_0) + \frac{\partial l}{\partial \psi} (\psi - \psi_0) + \frac{1}{2} (\psi - \psi_0)' \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} (\psi - \psi_0)$$

Untuk memperoleh kondisi optimum persamaan tersebut diturunkan terhadap  $\psi$  sebagai berikut

$$\frac{\partial l}{\partial \psi} = \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0} + \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} (\psi - \psi_0) = 0$$

$$(\psi - \psi_0) = - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} \right)^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0}$$

$$\psi = \psi_0 - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} \right)^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0}$$

sehingga diperoleh bentuk umum

$$\psi_{n+1} = \psi_n - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_n} \right)^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_n}$$

atau  $\psi_{n+1} = \psi_n + P_n Q_n$  dengan  $P_n = - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_n} \right)^{-1}$  dan  $Q_n = \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_n}$

Metode BHHH, algoritma iterasi yang menggunakan nilai ekspektasi dari fungsi *likelihood* dan aturan bilangan banyak.

$$P_n = - \left[ E \left( \left( \frac{\partial^2 (l_1 + l_2 + \dots + l_T)}{\partial \psi \partial \psi'} \right) \Big|_{\psi_n} \right) \right]^{-1}$$

$$P_n = \left[ - \left( \sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \psi} \frac{\partial l_t}{\partial \psi'} \right) \Big|_{\psi_n} \right]^{-1}$$

Bentuk umum metode iterasi BHHH sebagai berikut



$$\psi_{n+1} = \psi_n + \left[ - \left( \sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \psi} \frac{\partial l_t}{\partial \psi'} \right) \Big|_{\psi_n} \right]^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_n}$$

Untuk selanjutnya perhitungan estimasi parameter akan dilakukan dengan software *e-views* diperoleh hasil seperti pada Tabel 4.6.

### Perbandingan Model GARCH

Model rata-rata bersyarat yang diperoleh adalah AR(1), sehingga model variansi bersyarat yang mungkin adalah GARCH(1,1), GARCH (2,1), atau GARCH(1,2). Pada Tabel 4.6 menunjukkan perbandingan model variansi bersyarat GARCH kemudian ditentukan model terbaik berdasarkan nilai mutlak *Akaike Info Criterion* (AIC) dan *Schwarz Criterion* (SC) terkecil.

**Tabel 4.6.** Perbandingan Model GARCH

Var	IHSG			ISSI		
	GARCH (1,1)	GARCH (2,1)	GARCH (1,2)	GARCH (1,1)	GARCH (2,1)	GARCH (1,2)
$\alpha_0$	$5,485 \cdot 10^{-5}$	$4,593 \cdot 10^{-5}$	$7,096 \cdot 10^{-5}$	$3,174 \cdot 10^{-5}$	$3,245 \cdot 10^{-5}$	$3,726 \cdot 10^{-5}$
$\alpha_1$	0,3054	0,4321	0,3827	0,2999	0,4152	0,3588
$\alpha_2$	-	0,3294	-	-	0,5263	-
$\lambda_1$	0,6294	0,4395	0,3066	0,7000	0,4214	0,4332
$\lambda_2$	-	-	0,2231	-	-	0,2080
AIC	-781,5016	-794,3214	-780,8323	-772,7285	-782,4121	-771,3767
SC	-772,2020	-771,2541	-768,4329	-763,4289	-765,1451	-758,4289

Berdasarkan Tabel 4.6, nilai mutlak AIC dan SC terkecil model variansi bersyarat untuk *return* IHSG dan *return* ISSI adalah GARCH (1,2).

**Tabel 4.7.** Model GARCH (1,2) *Return* IHSG dan *Return* ISSI

Variance Equation		
Variable	Return IHSG	Return ISSI
$\alpha_0$	$7,096 \cdot 10^{-5}$	$3,726 \cdot 10^{-5}$
$\alpha_1$	0,3827	0,3588
$\alpha_2$	-	-
$\lambda_1$	0,3066	0,4332



$\lambda_2$	0,2231	0,2080
AIC	-780,8323	-771,3767
SC	-768,4329	-758,4289

Berdasarkan Tabel 4.7 diperoleh estimasi parameter dari model variansi GARCH(1,2) *return* IHSG sebagai berikut

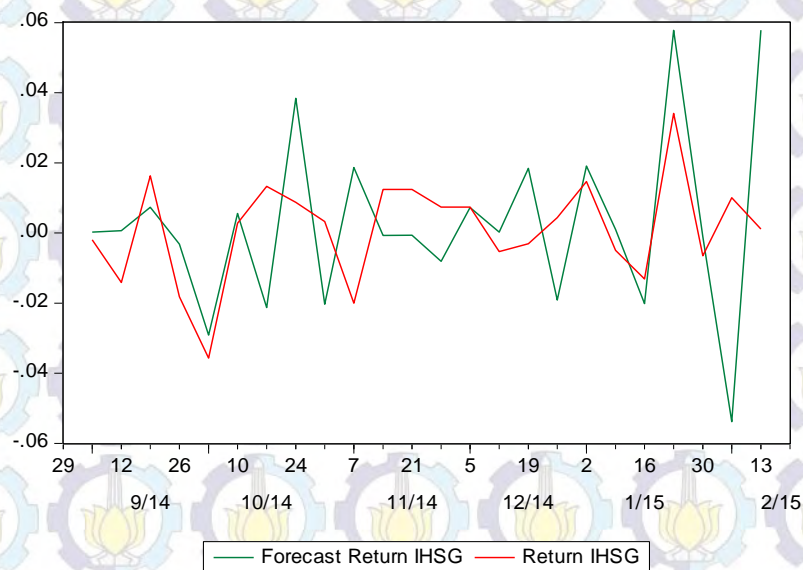
$$\sigma_t^2 = 7,096.10^{-5} + 0,3827 e_{t-1}^2 + 0,3066 \sigma_{t-1}^2 + 0,2231 \sigma_{t-2}^2$$

Untuk *return* ISSI diperoleh estimasi parameter dari model variansi GARCH(1,2) sebagai berikut

$$\sigma_t^2 = 3,726.10^{-5} + 0,3588 e_{t-1}^2 + 0,4332 \sigma_{t-1}^2 + 0,2080 \sigma_{t-2}^2$$

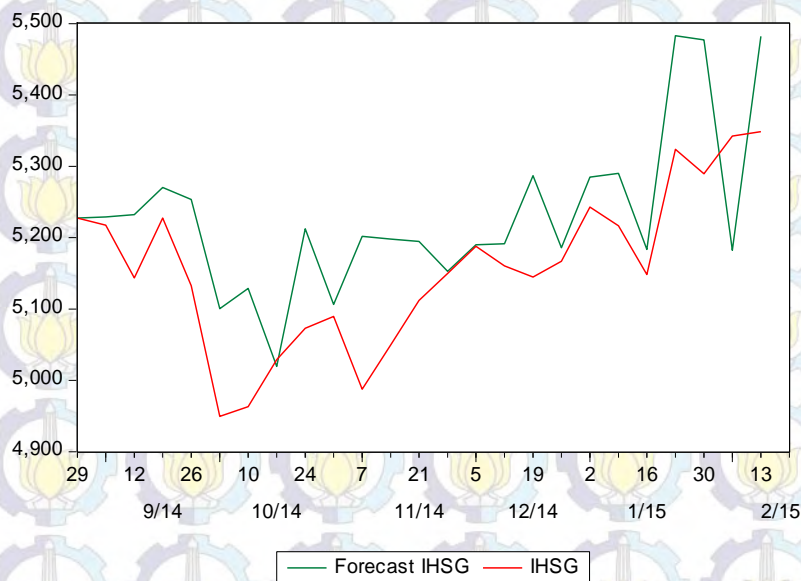
#### Model AR(1) GARCH(1,2) *Return* IHSG dan *Return* ISSI

Berikut adalah simulasi data prediksi dan data sebenarnya *return* IHSG dan *return* ISSI dengan AR(1) GARCH(1,2).



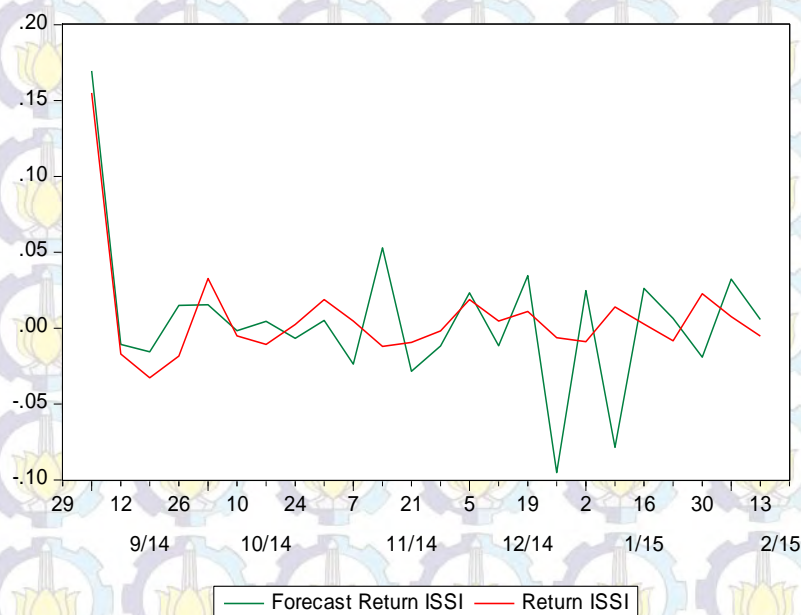
**Gambar 4.7.** Data *Return* IHSG dan Prediksi *Return* IHSG GARCH(1,2)





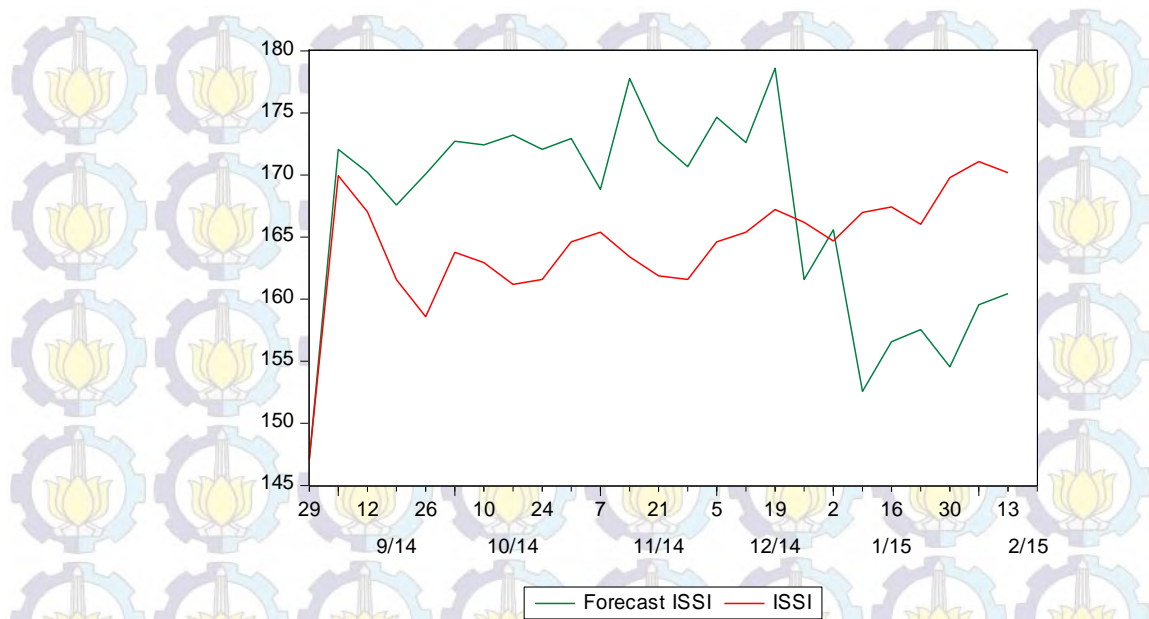
**Gambar 4.8.** Data IHSN dan Prediksi IHSN GARCH(1,2)

Nilai prediksi dan nilai aktual *return* IHSN diubah kembali ke bentuk data IHSN diperoleh simulasi seperti pada Gambar 4.8. Berdasarkan Gambar 4.7, nilai prediksi *return* IHSN untuk 24 periode ke depan. Nilai *Mean Square Error* (MSE) AR(1) GARCH(1,2) adalah 0,024541. Untuk data *return* ISSI model yang cocok digunakan adalah model rata-rata AR(1) dan model variansi GARCH(1,2). Nilai prediksi ISSI dan *return* ISSI dengan model tersebut dapat dilihat pada Gambar 4.9 dan Gambar 4.10 berikut. Nilai prediksi *return* ISSI untuk 24 periode ke depan memiliki nilai *Mean Square Error* (MSE) adalah 0,035097.



**Gambar 4.9** Data *Return* ISSI dan Prediksi *Return* ISSI



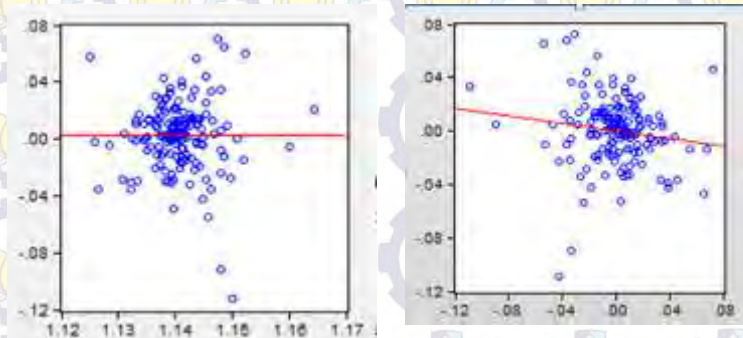


**Gambar 4.10** Data ISSI dan Prediksi ISSI

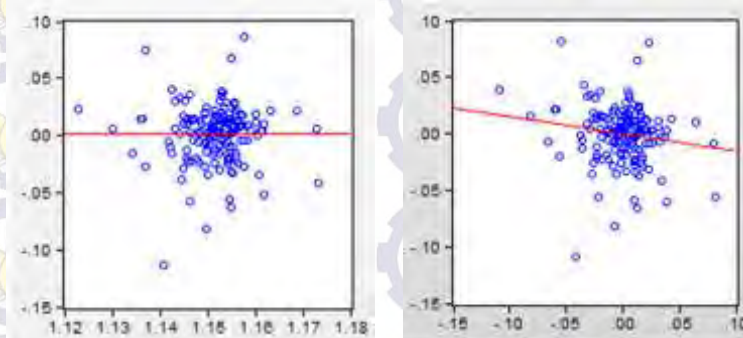


#### 4.4 Uji Asimetris Model

Volatilitas didefinisikan sebagai variansi dari suatu data terhadap waktu. Kondisi eror lebih kecil dari nol yang sering disebut dengan istilah kondisi buruk dan kondisi eror yang lebih besar dari nol disebut kondisi baik. Apabila kondisi buruk dan kondisi baik memberikan pengaruh yang tidak sama terhadap volatilitas, keadaan ini dikenal sebagai *leverage effect* (Chen, 2005).



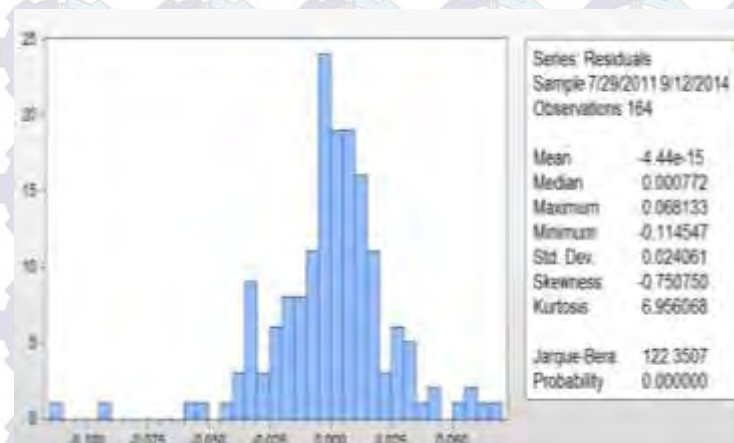
Gambar 4.11. *Leverage Plot Return IHSG*



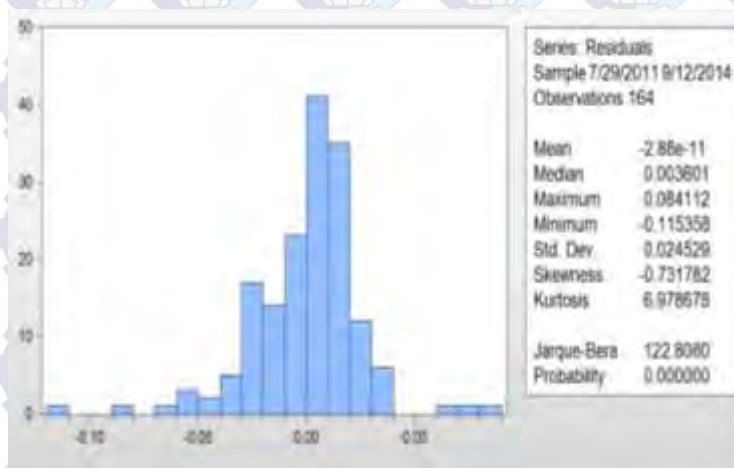
Gambar 4.12. *Leverage Plot Return ISSI*

Berdasarkan Gambar 4.11 dan Gambar 4.12, plot residual vs *return* IHSG titik-titik di bawah garis regresi (kondisi buruk) dan titik-titik di atas garis regresi(kondisi baik) berbeda dan tidak simetris, begitu juga untuk *return* ISSI. *Leverage plot* juga dapat digunakan untuk mendeteksi data pencilan. Berdasarkan plot tersebut dapat disimpulkan kondisi buruk dan kondisi baik memberikan pengaruh yang berbeda.





**Gambar 4.13.** *Skewness Return IHSR*



**Gambar 4.14.** *Skewness Return ISSI*

Indikasi adanya sifat asimetris dapat diperkuat dengan grafik *skewness* pada Gambar 4.13 dan nilai *skewness* -0,750750 negatif, terlihat *return* IHSR tidak simetris dan miring ke kanan. Begitu juga data *return* ISSI dapat dilihat pada Gambar 4.14 dan nilai *skewness* -0,731782.



#### 4.5 Estimasi Parameter Model EGARCH

Error negatif ( $e_t < 0$ ) dan error positif ( $e_t > 0$ ) pada model GARCH akan memberikan pengaruh yang sama terhadap volatilitasnya. Sedangkan pada model EGARCH memiliki asumsi nilai  $e_t < 0$  dan  $e_t > 0$  akan memberikan pengaruh yang berbeda terhadap volatilitasnya. Berdasarkan uji asimetris sebelumnya data *return* IHSG dan *return* ISSI terbukti memiliki sifat asimetris sehingga model variansi yang lebih baik digunakan adalah model EGARCH. Persamaan EGARCH( $r, s$ ) oleh Berument (2001) didefinisikan seperti pada Persamaan (2.12). Berikut adalah proses estimasi parameter model variansi EGARCH ( $r, s$ ), diketahui

$$Y_t = Y'_{t-1}\phi_1 + e_t \text{ model rata-rata AR(1)}$$

$$e_t = \sigma_t v_t \quad v_t \sim iid N(0,1)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = a + \sum_{i=1}^r b_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^s c_j \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} + \sum_{j=1}^s d_j \left( \left| \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + E \left( \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right) \right)$$

$$\omega' = (a, b_1, \dots, b_p, c_1, \dots, c_r, d_1, \dots, d_s)$$

$$\psi = (\phi_1, \omega)$$

$$z'_t = \left( 1, \ln(\sigma_{t-1}^2), \dots, \ln(\sigma_{t-r}^2), \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}}, \dots, \frac{e_{t-s}}{\sigma_{t-s}}, \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) \right), \dots, \left( \left| \frac{e_{t-s}}{\sigma_{t-s}} \right| + E \left( \frac{e_{t-s}}{\sigma_{t-s}} \right) \right) \right)$$

$$\ln \sigma_t^2 = z'_t \omega$$

dengan asumsi  $e_t \sim N(0, \sigma_t^2)$  berdistribusi normal, maka fungsi *likelihood*

$$L(\psi, \sigma_t^2 | y_t) = (2\pi\sigma_t^2)^{-T/2} \exp \left( -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left( \frac{e_t}{\sigma_t} \right)^2 \right)$$

kemudian fungsi *ln likelihood*

$$l(\psi) = \ln L(\psi) = -\frac{1}{2} \left( T \ln(2\pi) + T \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_t^2) + \sum_{t=1}^T \left( \frac{e_t}{\sigma_t} \right)^2 \right)$$

melakukan turunan fungsi  $l(\psi)$  terhadap  $\psi$

$$\frac{\partial l(\psi)}{\partial \psi} = \frac{1}{2\sigma_t^2} \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \psi} \left( \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} - 1 \right)$$

Kemudian melakukan turunan fungsi  $l(\psi)$  terhadap masing-masing parameter EGARCH ( $r, s$ ) sebagai berikut

$$\frac{\partial l}{\partial a} = \frac{1}{2\sigma_t^2} \left( \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} - 1 \right)$$



$$\begin{aligned}\frac{\partial l}{\partial b_i} &= \frac{1}{2\sigma_t^2} \ln(\sigma_{t-i}^2) \left( \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} - 1 \right) \\ \frac{\partial l}{\partial c_j} &= \frac{1}{2\sigma_t^2} \left( \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right) \left( \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} - 1 \right) \\ \frac{\partial l}{\partial c_j} &= \frac{1}{2\sigma_t^2} \left( \left| \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + E \left( \frac{e_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right) \right) \left( \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} - 1 \right)\end{aligned}$$

Persamaan model rata-rata diturunkan terhadap  $\phi_1$  diperoleh  $\frac{\partial e_t}{\partial \phi_1} = y'_{t-1}$ , dengan substitusi  $e_t = \sigma_t v_t$  kemudian diperoleh turunan persamaan rata-rata terhadap  $\sigma_t$  berikut  $\frac{\partial \sigma_t}{\partial \phi_1} = -\frac{y'_{t-1}}{v_t}$ . Dengan menggunakan persamaan tersebut diestimasi parameter  $\phi_1$  sebagai berikut

$$\frac{\partial l}{\partial \phi_1} = \frac{e_t y'_{t-1}}{\sigma_t^2} + \frac{1}{2\sigma_t^2} \frac{\partial \sigma_t^2}{\partial \phi_1} \left( \frac{e_t^2}{\sigma_t^2} - 1 \right)$$

Untuk menentukan pendekatan estimasi parameter maka digunakan metode iteratif. Metode iteratif yang digunakan adalah metode Berndt Hall Hausman (BHHH). Pada iterasi ini fungsi objektif  $l$  diaproksimasi dengan menggunakan deret Taylor orde kedua di sekitar nilai awal  $\psi_0$  sebagai berikut

$$l = l(\psi_0) + \frac{\partial l}{\partial \psi} (\psi - \psi_0) + \frac{1}{2} (\psi - \psi_0)' \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} (\psi - \psi_0)$$

Untuk memperoleh kondisi optimum persamaan tersebut diturunkan terhadap  $\psi$  sebagai berikut

$$\frac{\partial l}{\partial \psi} = \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0} + \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} (\psi - \psi_0) = 0$$

$$\frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0} = - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} \right) (\psi - \psi_0)$$

$$(\psi - \psi_0) = - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} \right)^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0}$$

$$\psi = \psi_0 - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_0} \right)^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_0}$$

sehingga diperoleh bentuk umum

$$\psi_{n+1} = \psi_n - \left( \frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_n} \right)^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_n}$$



atau  $\psi_{n+1} = \psi_n + P_n Q_n$  dengan  $P_n = -\left(\frac{\partial^2 l}{\partial \psi \partial \psi'} \Big|_{\psi_n}\right)^{-1}$  dan  $Q_n = \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_n}$

Metode BHHH, algoritma iterasi yang menggunakan nilai ekspektasi dari fungsi *likelihood* dan aturan bilangan banyak.

$$P_n = -\left[E\left(\left(\frac{\partial^2 (l_1 + l_2 + \dots + l_T)}{\partial \psi \partial \psi'}\right) \Big|_{\psi_n}\right)\right]^{-1}$$

$$P_n = \left[-\left(\sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \psi} \frac{\partial l_t}{\partial \psi'}\right) \Big|_{\psi_n}\right]^{-1}$$

Bentuk umum metode iterasi BHHH sebagai berikut

$$\psi_{n+1} = \psi_n + \left[-\left(\sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \psi} \frac{\partial l_t}{\partial \psi'}\right) \Big|_{\psi_n}\right]^{-1} \frac{\partial l}{\partial \psi} \Big|_{\psi_n}$$

Untuk selanjutnya perhitungan estimasi parameter akan dilakukan dengan software *e-views* diperoleh hasil seperti pada Tabel 4.8.

### Perbandingan Model EGARCH

Model rata-rata bersyarat yang diperoleh adalah AR(1), sehingga model variansi bersyarat yang mungkin adalah EGARCH(1,1), EGARCH (2,1) atau EGARCH(1,2). Pada Tabel 4.8 menunjukkan perbandingan model variansi bersyarat kemudian ditentukan model terbaik berdasarkan nilai mutlak *Akaike Info Criterion* (AIC) dan *Schwarz Criterion* (SC) terkecil.

**Tabel 4.8.** Perbandingan Model EGARCH

Var	IHSG			ISSI		
	EGARCH (1,1)	EGARCH (2,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (1,1)	EGARCH (2,1)	EGARCH (1,2)
a	-5,9051	-2,48922	-0,685688	-0,62351	-0,739312	-10
b <sub>1</sub>	0,33077	0,369417	0,91456	0,91475	0,64191	-0,33317
b <sub>2</sub>	-	0,302846	-	-	0,257304	-
c <sub>1</sub>	-0,4643	-0,378388	-0,412133	-0,13435	0,417361	0,35445
c <sub>2</sub>	-	-	0,29748	-	-	0,6318
d <sub>1</sub>	0,73004	0,5362	0,614731	0,36749	-0,14065	-0,2409
d <sub>2</sub>	-	-	-0,377918	-	-	-0,1879
AIC	-790,68	-791,21	-792,46	-775,85	-774,64	-765,64



SC	-778,28	-779,71	-779,86	-763,49	-749,19	-747,03
----	---------	---------	---------	---------	---------	---------

Berdasarkan Tabel 4.8, nilai mutlak AIC dan SC terkecil model variansi untuk *return* IHSG adalah EGARCH(1,1) dan untuk *return* ISSI adalah EGARCH (1,2).

**Tabel 4.9.** Model EGARCH *Return* IHSG

<i>Variance Equation</i>	
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>
a	-5.09512
b <sub>1</sub>	0.33076
c <sub>1</sub>	-0.46431
d <sub>1</sub>	0.73004

Berdasarkan Tabel 4.9 diperoleh estimasi parameter dari model variansi EGARCH(1,1) *return* IHSG sebagai berikut

$$\ln \sigma_t^2 = -5,09512 + 0,73004 \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right) - 0,46431 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0,33076 \ln \sigma_{t-1}^2$$

Berdasarkan hasil AR(1) EGARCH(1,1) *return* IHSG, diketahui besar faktor variansi 0,33076, besarnya pengaruh kondisi baik 0,73004, besarnya pengaruh *leverage* 0,46431, dan besar kondisi buruk 0,26573 terhadap perubahan volatilitas *return* IHSG.

**Tabel 4.10.** Model EGARCH(1,2) *Return* ISSI

<i>Variance Equation</i>	
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>
A	-10
b <sub>1</sub>	-0,3332
b <sub>2</sub>	-
c <sub>1</sub>	0,3544
c <sub>2</sub>	0,6318
d <sub>1</sub>	-0,2409
d <sub>2</sub>	-0,1879



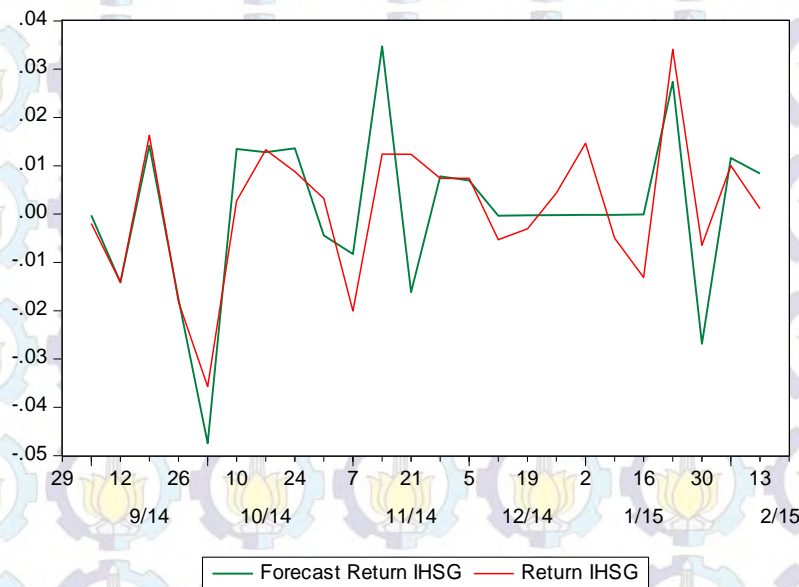
Berdasarkan Tabel 4.10 diperoleh estimasi parameter dari model variansi EGARCH(1,2) *return* ISSI sebagai berikut

$$\begin{aligned} \ln \sigma_t^2 = & -10 - 0,2409 \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right) \\ & - 0,1879 \left( \left| \frac{e_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} \right) \right) + 0,3544 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \\ & + 0,6318 \frac{e_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} - 0,3332 \ln \sigma_{t-1}^2 \end{aligned}$$

Berdasarkan hasil AR(1) EGARCH(1,2) *return* ISSI, diketahui besar faktor variansi 0,3332. Pada selang waktu periode pertama besarnya pengaruh kondisi baik 0,2409, besarnya pengaruh *leverage* 0,3544, dan besar kondisi buruk 0,1135 terhadap perubahan volatilitas *return* ISSI. Pada selang waktu periode kedua besar pengaruh kondisi baik 0,1879, besarnya pengaruh *leverage* 0,6318, dan besar kondisi buruk 0,4439 terhadap perubahan volatilitas *return* ISSI.

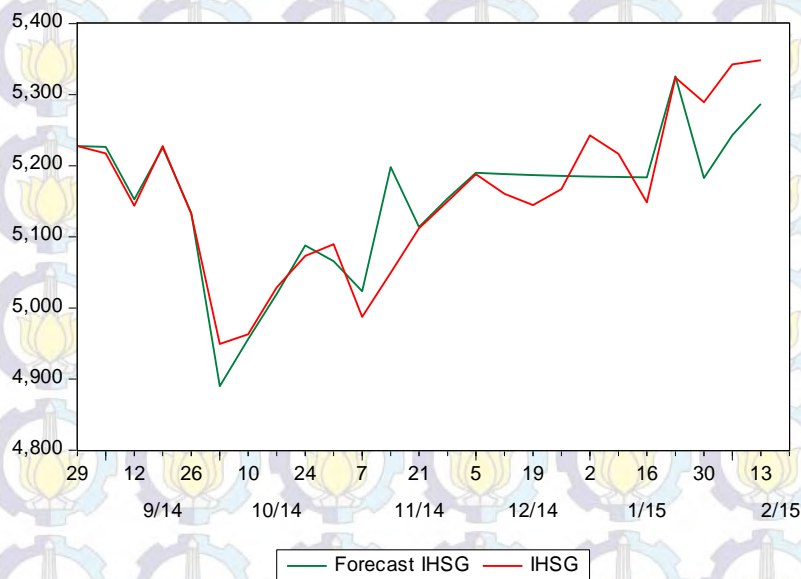
#### Model AR(1) EGARCH(1,1) *Return* IHSG

Berdasarkan langkah-langkah sebelumnya diperoleh model rata-rata AR(1) yang cocok digunakan untuk data *return* IHSG, kemudian diperoleh hasil prediksi untuk 24 periode ke depan seperti pada Gambar 4.15.



**Gambar 4.15.** Data *Return* IHSG dan Prediksi *Return* IHSG





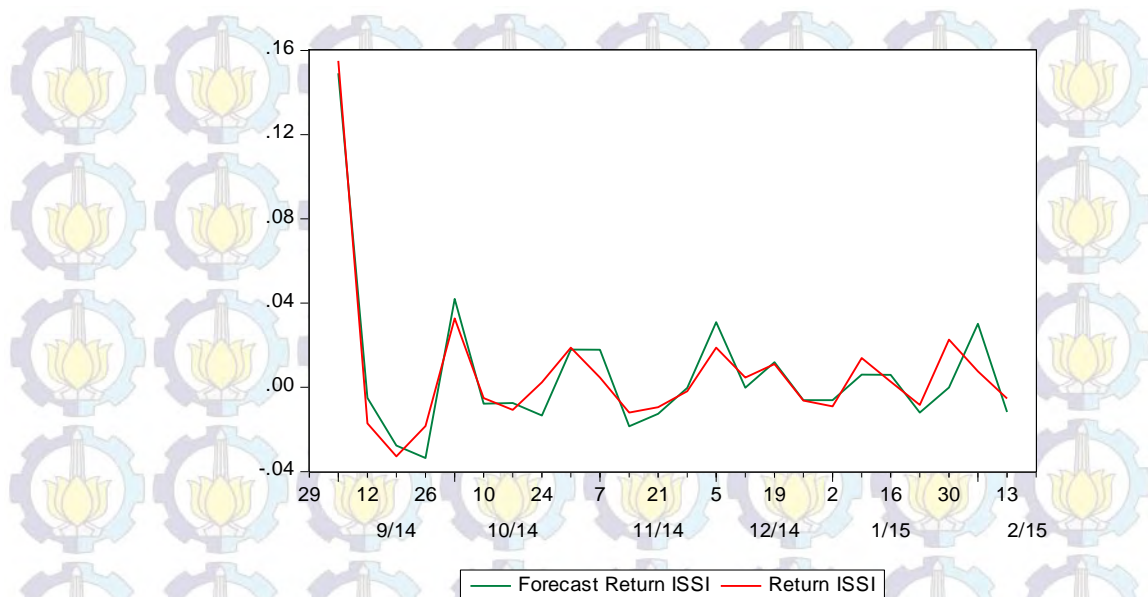
**Gambar 4.16.** Data IHSI dan Prediksi IHSI

Nilai prediksi *return* IHSI untuk 24 periode ke depan memiliki nilai yang hampir berdekatan. Indikasi tersebut diperkuat dengan nilai *Mean Square Error* (MSE) adalah 0,014603. Nilai MSE EGARCH(1,1) adalah 1,4603% lebih kecil dibanding nilai MSE Model GARCH(1,2) yaitu 2,4541%. Oleh karena itu model EGARCH lebih baik digunakan pada *return* IHSI pada periode 22 Juni 2011 sampai dengan 13 Februari 2015 yang terbukti memiliki sifat asimetris. Berdasarkan nilai prediksi *return* IHSI, kemudian diubah kembali ke nilai IHSI diperoleh simulasi nilai prediksi dan nilai aktual IHSI seperti pada Gambar 4.16.

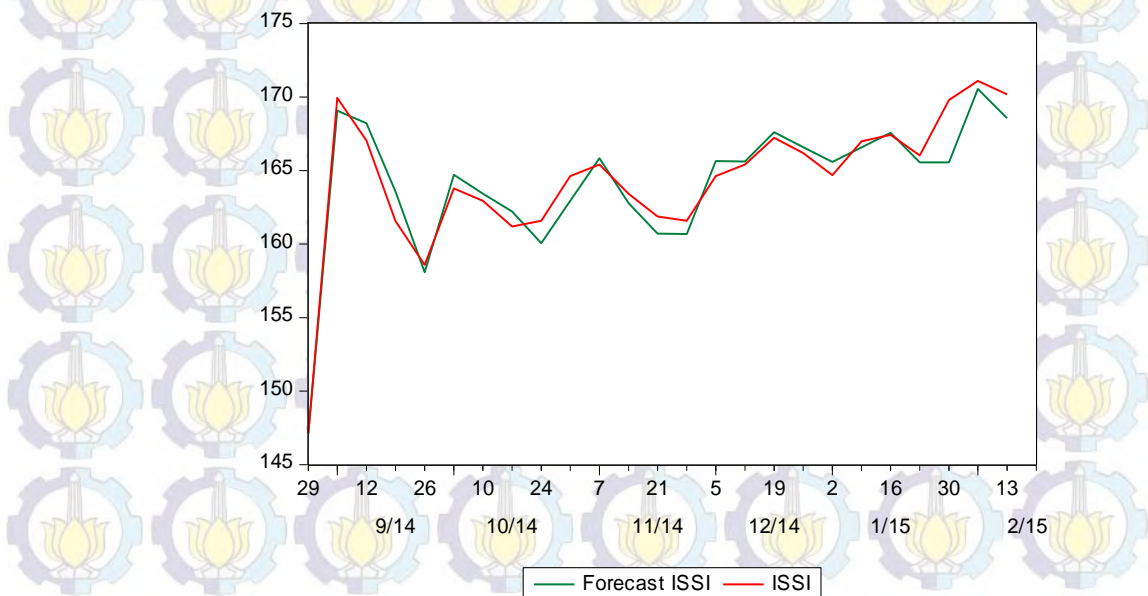
#### **Model AR(1) EGARCH(1,2) *Return* ISSI**

Untuk data *return* ISSI model yang cocok digunakan adalah model rata-rata AR(1) dan model variansi EGARCH(1,2). Nilai prediksi ISSI dan *return* ISSI dengan model tersebut dapat dilihat pada Gambar 4.18 dan Gambar 4.17 berikut.





**Gambar 4.17** Data *Return* ISSI dan Prediksi *Return* ISSI



**Gambar 4.18** Data ISSI dan Prediksi ISSI

Nilai prediksi *return* ISSI untuk 24 periode ke depan memiliki nilai *Mean Square Error* (MSE) *return* ISSI adalah 0,013973. Nilai MSE EGARCH(1,2) adalah 1,3973% lebih kecil dibanding nilai MSE Model GARCH(1,2) yaitu 3,5097%.

Oleh karena itu model EGARCH lebih baik digunakan pada *return* ISSI pada periode 22 Juni 2011 sampai dengan 13 Februari 2015 yang terbukti memiliki sifat asimetris. Berdasarkan nilai prediksi *return* ISSI, kemudian diubah kembali ke nilai ISSI diperoleh simulasi nilai prediksi dan nilai aktual ISSI seperti pada Gambar 4.18.



#### 4.6 Hubungan Kointegrasi dan Kausalitas

Kointegrasi adalah hubungan keseimbangan dalam jangka panjang antar dua variabel. IHSG yang lahir lebih dahulu apakah memiliki hubungan jangka panjang dengan ISSI yang muncul jauh setelah IHSG. Uji kointegrasi antara *return* IHSG dan *return* ISSI dapat dilihat dari Tabel 4.11, nilai probabilitas nol lebih kecil dari tingkat signifikansi  $\alpha = 0,05$  yang artinya terdapat hubungan kointegrasi antara *return* IHSG dan *return* ISSI.

**Tabel 4.11.** Uji Kointegrasi

<i>Hypothesized</i>	0,05 <i>Critical Value</i>	Prob
<i>Trace Statistic</i>	15,49471	0.0000
<i>Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level</i>		

Kausalitas adalah hubungan dua arah antar dua variabel. Untuk melihat hubungan kausalitas digunakan Granger *Causality Test*. Berdasarkan Tabel 4.12 untuk hipotesa pertama  $H_0$  : *return* IHSG bukan sebab *return* ISSI dan  $H_1$  : *return* IHSG merupakan sebab *return* ISSI, diperoleh statistik  $F = 2,44806 > F_{0,05(2;164)} = 2,3351$  yang artinya  $H_0$  ditolak, *return* IHSG merupakan sebab *return* ISSI.

Untuk hipotesa kedua  $H_0$  : *return* ISSI bukan sebab *return* IHSG dan  $H_1$  : *return* ISSI merupakan sebab *return* IHSG, diperoleh statistik  $F = 1,59381 > F_{0,05(2;164)} = 2,3351$  yang artinya  $H_0$  gagal ditolak, *return* ISSI bukan sebab *return* IHSG. Oleh karena itu, terbukti tidak terdapat hubungan kausalitas dua arah, hanya terdapat kausalitas satu arah yaitu nilai *return* IHSG merupakan sebab *return* ISSI artinya besarnya nilai *return* ISSI dipengaruhi oleh besarnya nilai *return* IHSG. Berdasarkan kesimpulan tersebut maka model terbaik untuk data *return* ISSI periode 22 Juni 2011 sampai dengan 13 Februari 2015 adalah model EGARCH-ECM.

**Tabel 4.12.** Uji Kausalitas

<i>Null Hypothesized</i>	<i>F-Statistic</i>	Prob
<i>IHSG doesn't Granger Cause ISSI</i>	2,44806	0.0310



ISSI doesn't Granger Cause IHSG	1,59381	0,1652
---------------------------------	---------	--------

Seperti yang terlihat dalam Tabel 4.12, penarikan kesimpulan uji kausalitas tidak hanya berdasarkan nilai statistik F tapi juga dapat menggunakan nilai probabilitasnya. Nilai *return* IHSG merupakan sebab Granger dari nilai *return* ISSI dengan nilai probabilitas 0,031 yang lebih kecil dari tingkat signifikansi  $\alpha = 0,05$ . Tetapi nilai *return* ISSI bukan merupakan sebab Granger dari nilai *return* IHSG dengan nilai probabilitas 0,1652 yang lebih besar dari tingkat signifikansi  $\alpha = 0,05$  artinya  $H_0$  gagal ditolak. Sehingga dapat disimpulkan besarnya nilai *return return* IHSG mempengaruhi nilai ISSI, terdapat kointegrasi antara IHSG dan ISSI tetapi tidak terdapat hubungan sebab-akibat dua arah.

#### 4.7 Estimasi Parameter Model EGARCH-ECM

Dalam model EGARCH-ECM model rata-rata bersyarat yang digunakan adalah *Error Correction Model* (ECM). Model ECM dapat dibentuk karena terjadi kointegrasi antar variabel yang menunjukkan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang. Model ECM dibentuk juga berdasarkan pada hubungan kausalitas satu arah, Error yang dihasilkan dari model regresi kausalitas satu arah disebut dengan *Error Correction Term* (ECT). Adapun bentuk umum model ECM sebagai berikut.

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + B_0 X_t + B_1 X_{t-1} + u_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = A_0 + A_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + B_0 X_t - B_0 X_{t-1} + B_0 X_{t-1} + B_1 X_{t-1} + u_t$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= A_0 - (1 - A_1) Y_{t-1} + B_0 \Delta X_t + (B_0 + B_1) X_{t-1} + u_t \\ &= B_0 \Delta X_t - (1 - A_1) \left( Y_{t-1} - \frac{A_0}{(1 - A_1)} - \frac{(B_0 + B_1)}{(1 - A_1)} X_{t-1} \right) + u_t \\ &= B_0 \Delta X_t - \gamma ECT_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

dengan  $ECT_{t-1} = Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}$ . ECT (*Error Correction Term*) koreksi kesalahan lag dari persamaan awal.

#### Perbandingan Model EGARCH-ECM



Nilai *return* IHSG mempengaruhi nilai *return* ISSI, terdapat kointegrasi antara *return* IHSG dan *return* ISSI tetapi tidak terdapat hubungan sebab-akibat dua arah. Pertama dilakukan model koreksi eror antara *return* IHSG dan *return* ISSI, dengan *return* ISSI dipengaruhi oleh *return* IHSG dan eror model, diperoleh hasil ECM seperti pada Tabel 4.13

**Tabel 4.13.** Model Koreksi Kesalahan

<i>Variance Equation</i>	
<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>
<i>Intercept</i>	0,1662
<i>Return</i> IHSG	-0,00298
Error model	-0,0295

sehingga diperoleh model koreksi kesalahan *return* ISSI =  $0,1662 - 0,00298 \text{ return IHSG} - 0,0295 \text{ eror model}$ . Berdasarkan model koreksi kesalahan tersebut besar koefisien jangka pendek adalah 0,00298 dan besar koefisien koreksi ketidakseimbangan adalah 0,0295 yang artinya waktu yang dibutuhkan untuk mencapai keseimbangan adalah 0,0295 minggu. Karena data yang digunakan adalah data mingguan. Kemudian diperoleh nilai prediksi model koreksi kesalahan yang hasilnya digunakan untuk memperoleh model EGARCH-ECM. Model variansi yang mungkin adalah EGARCH(1,1), EGARCH(1,2), dan EGARCH(2,1). Kemudian dengan membandingkan nilai mutlak AIC dan SC yang terkecil adalah model yang terbaik. Hasil EGARCH-ECM diperoleh seperti pada Tabel 4.14.

**Tabel 4.14.** Perbandingan Model EGARCH-ECM

Variabel	EGARCH-ECM		
	EGARCH(1,1)	EGARCH (2,1)	EGARCH (1,2)
a	-0,5237	-0,5778	-3,1496

Variabel	EGARCH-ECM		
	EGARCH(1,1)	EGARCH (2,1)	EGARCH (1,2)
b <sub>1</sub>	0,7213	0,3201	-0,9723



b <sub>2</sub>	-	0,3799	-
c <sub>1</sub>	0,3575	0,4358	0,7034
c <sub>2</sub>	-	-	0,4866
d <sub>1</sub>	0,3542	0,3610	0,6060
d <sub>2</sub>	-	-	0,6617
AIC	196,5786	196,7441	218,7799
SC	208,9781	211,6434	237,3791

Berdasarkan Tabel 4.14 diperoleh model variansi terbaik adalah EGARCH-ECM(1,1) dengan model koreksi kesalahan. Adapun estimasi parameter dari model variansi EGARCH-ECM(1,1) *return* ISSI dengan model koreksi kesalahan sebagai berikut

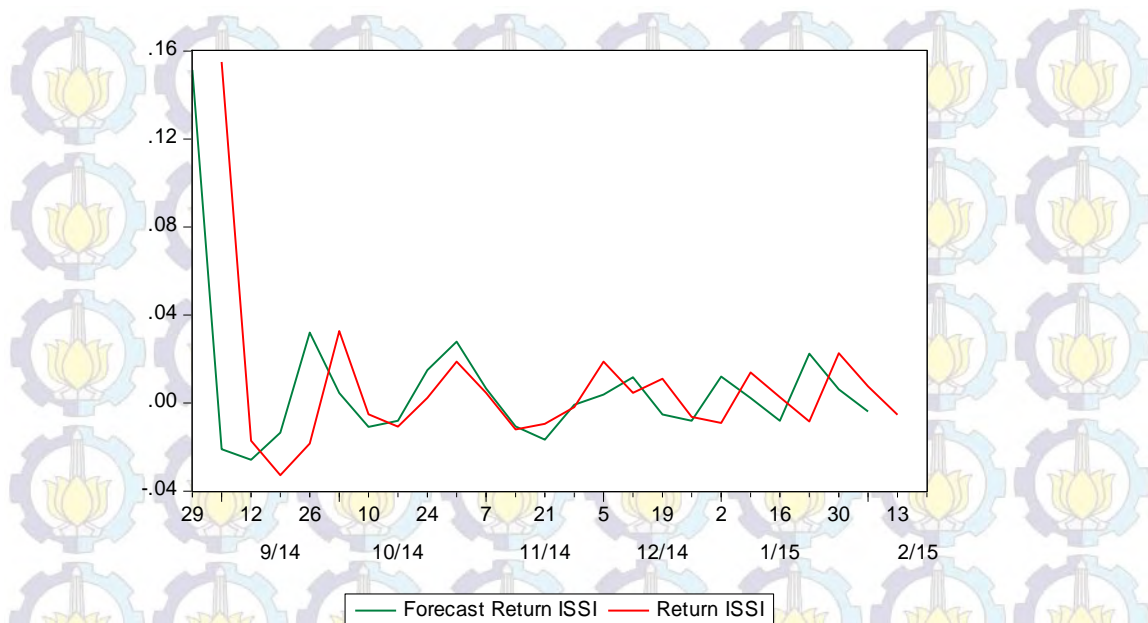
$$\ln \sigma_t^2 = -0,14586 + 0,3542 \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right) + 0,3575 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0,7213 \ln \sigma_{t-1}^2$$

Berdasarkan hasil model koreksi kesalahan  $Y_{t\text{ ISSI}} = 0,1662 - 0,00298 Y_{t\text{ IHSG}} - 0,0295 e_{ECT}$ , dengan  $e_{ECT}$  adalah eror model. Model variansi bersyarat EGARCH(1,1) *return* ISSI, diketahui besar faktor variansi 0,7213, besarnya pengaruh kondisi baik 0,3542, besarnya pengaruh *leverage* 0,3575, dan besar kondisi buruk 0,7117 terhadap perubahan volatilitas *return* ISSI.

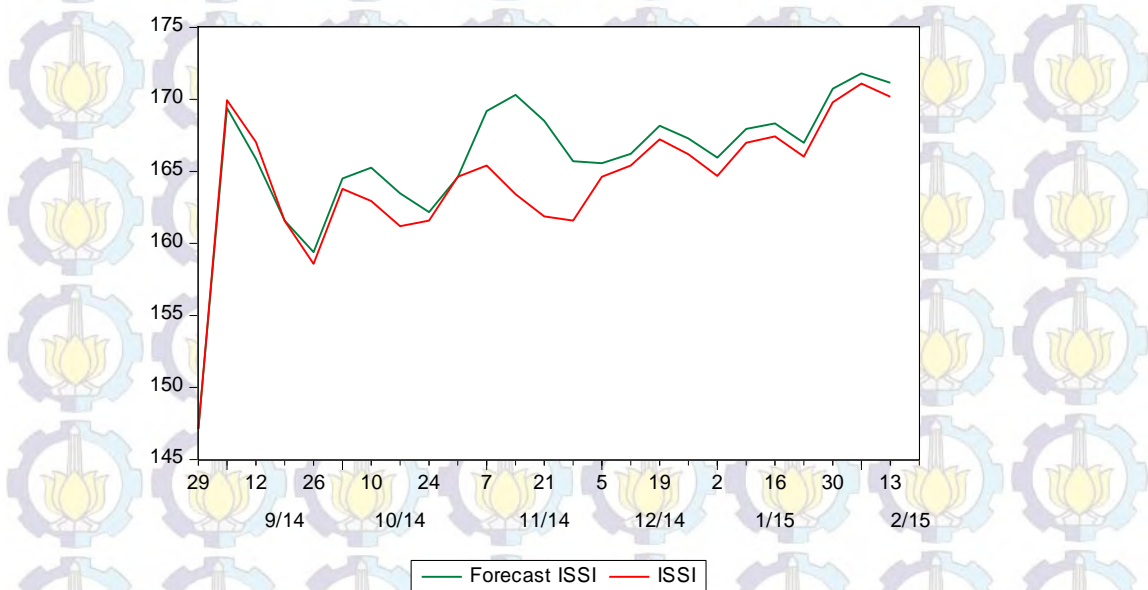
#### **Model EGARCH-ECM(1,1) *Return* ISSI**

Berdasarkan model EGARCH-ECM yang diperoleh yaitu EGARCH(1,1) dengan model koreksi kesalahan, maka nilai *return* ISSI untuk 24 periode ke depan diperoleh, seperti pada Gambar 4.14 dan Gambar 4.15 berikut. Nilai prediksi *return* ISSI untuk 24 periode ke depan memiliki nilai *Mean Square Error* (MSE) *return* ISSI adalah 0,008706.





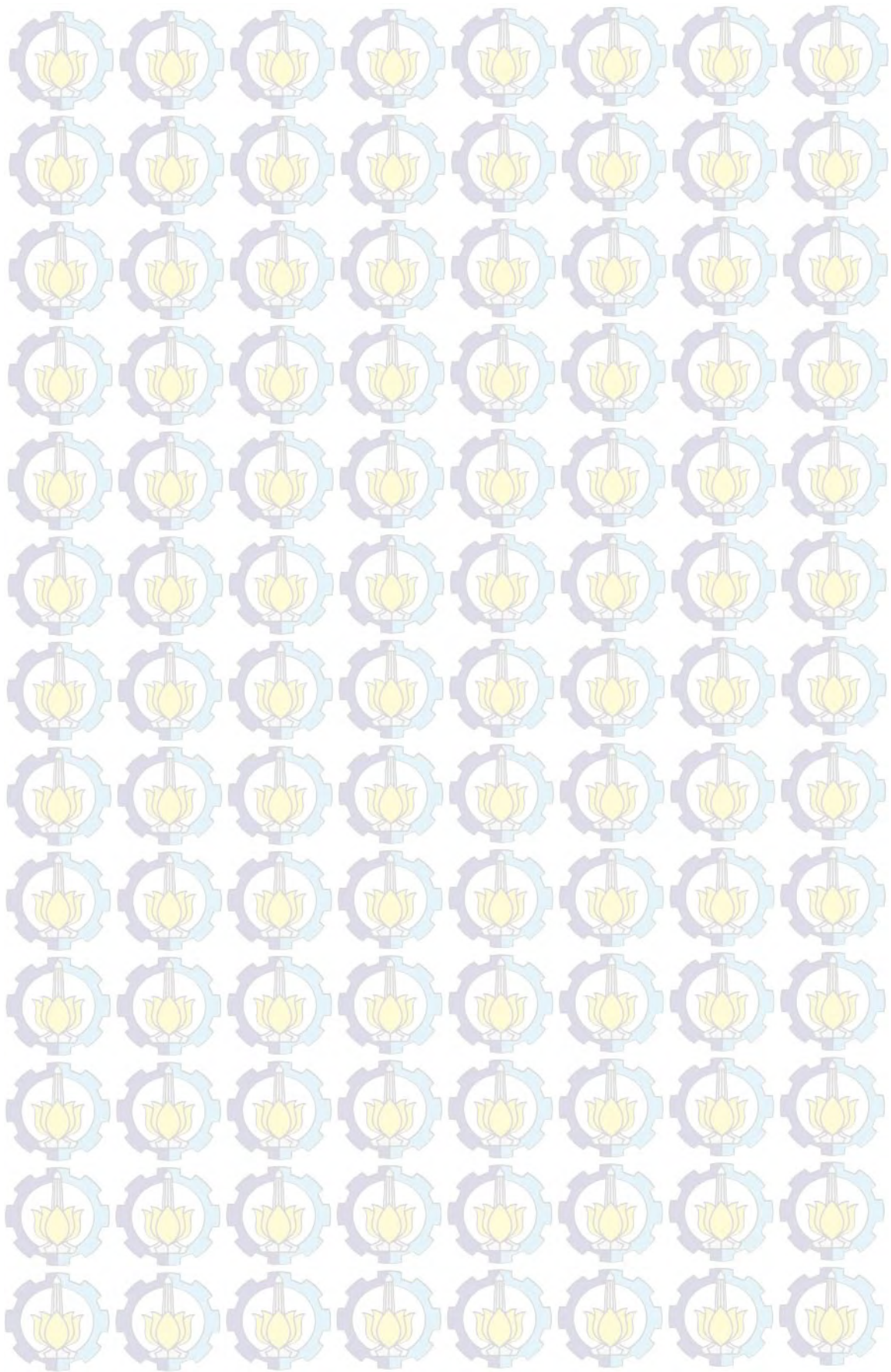
**Gambar 4.19** Prediksi *Return* ISSI dengan EGARCH-ECM(1,1)



**Gambar 4.20** Prediksi ISSI dengan EGARCH-ECM(1,1)

Nilai MSE EGARCH-ECM(1,1) adalah 0,8706% lebih kecil dibanding nilai MSE Model EGARCH(1,2) yaitu 1,3973%. Oleh karena itu model EGARCH-ECM lebih baik digunakan pada *return* ISSI pada periode 22 Juni 2011 sampai dengan 13 Februari 2015 yang terbukti memiliki sifat asimetris. Berdasarkan nilai prediksi *return* ISSI, kemudian diubah kembali ke nilai ISSI diperoleh simulasi nilai prediksi dan nilai aktual ISSI seperti pada Gambar 4.18.







## BAB 5

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan sebelumnya, diperoleh kesimpulan sebagai berikut

1. Model yang sesuai untuk memodelkan data *return* IHSG khususnya periode 22 Juni 2011 sampai 15 Agustus 2014, yaitu model EGARCH(1,1) dengan model AR(1) sebagai model rata-rata bersyaratnya

$$Y_t = 0,98067Y_{t-1} + 92,05687 + e_t$$

$$\ln \sigma_t^2 = -5,09512 + 0,73004 \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right) - 0,46431 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0,33076 \ln \sigma_{t-1}^2$$

Untuk data *return* ISSI diperoleh model AR(1) EGARCH(1,2) berikut

$$Y_t = 0,96759Y_{t-1} + 4,70088 + e_t$$

$$\ln \sigma_t^2 = -10 - 0,2409 \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right) - 0,1879 \left( \left| \frac{e_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} \right) \right) + 0,3544 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} + 0,6318 \frac{e_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} - 0,3332 \ln \sigma_{t-1}^2$$

dengan  $Y_t$  adalah *return* pada waktu  $t$  dan  $e_t$  adalah eror yang dihasilkan model AR(1)

2. Berdasarkan analisa data, terdapat hubungan kointegrasi antara *return* IHSG dan *return* ISSI, tetapi tidak terdapat hubungan kausal antara keduanya. *Return* ISSI dipengaruhi oleh besarnya *return* IHSG, hal ini dikarenakan IHSG muncul terlebih dahulu dibandingkan ISSI dan IHSG merupakan indikator dari pergerakan harga saham konvensional yang diperjualbelikan di BEI, sedangkan *return* yang dihasilkan IHSG mencerminkan *return* rata-rata yang diperoleh jika berinvestasi pada pasar saham konvensional Indonesia.



3. *Return* ISSI dipengaruhi oleh *return* IHSG, karena sifat tersebut maka terdapat model yang lebih baik digunakan untuk menentukan nilai *return* ISSI, yaitu model koreksi kesalahan sebagai berikut

$$Y_{t\text{ISSI}} = 0,1662 - 0,00298 Y_{t\text{IHSG}} - 0,0295 e_{ECT}$$

dengan  $e_{ECT}$  adalah eror model. Model variansi EGARCH(1,1)

$$\ln \sigma_t^2 = -0,14586 + 0,3542 \left( \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right| + E \left( \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \right) \right) + 0,3575 \frac{e_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0,7213 \ln \sigma_{t-1}^2$$

4. Model EGARCH-ECM merupakan model yang lebih baik digunakan untuk data *return* ISSI pada periode 22 Juni 2011 sampai 15 Agustus 2014 karena nilai MSE untuk model AR(1) EGARCH(1,2) adalah 0,013973 dan untuk model EGARCH-ECM(1,1) adalah 0,008706.

## 5.2 Saran

Data runtun waktu adalah sulit untuk dimodelkan karena fluktuasi data dipengaruhi oleh banyak faktor sesuai dengan karakteristik data masing-masing.

Oleh karena itu pada penulisan selanjutnya, hal yang dapat dikembangkan dari tesis ini adalah dapat digunakan model lain seperti TARCH, TGARCH, MGARCH, dan APARCH. Model tersebut merupakan model yang sesuai untuk data runtun waktu yang bersifat asimetris.





THESIS - SM 142501

# **COMPARISON ASYMMETRIES MODEL OF RETURN VOLATILITY STOCK INDEX WITH EGARCH AND EGARCH-ECM FOR SHARIA AND KONVENTIONAL STOCK MARKET**

RETNO TRI VULANDARI  
NRP 1213201005

SUPERVISOR  
Endah Rokhmati MP, S.Si, M.T, Ph.D

MASTER'S DEGREE  
MATHEMATICS DEPARTMENT  
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES  
SEPULUH NOPEMBER INSTITUTE OF TECHNOLOGY  
SURABAYA  
2015





TESIS - SM 142501

**PERBANDINGAN MODEL ASIMETRIS  
VOLATILITAS RETURN INDEKS SAHAM DENGAN  
EGARCH DAN EGARCH-ECM PADA  
PASAR SAHAM SYARIAH DAN KONVENSIONAL**

RETNO TRI VULANDARI  
1213201005

DOSEN PEMBIMBING  
Endah Rokhmati MP, S.Si, M.T, Ph.D

PROGRAM MAGISTER  
JURUSAN MATEMATIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2015



## DAFTAR LAMPIRAN

Halaman

<b>Lampiran 1</b> <i>Listing Program Econometric Matlab Toolbox</i> .....	59
<b>Lampiran 2</b> Menampilkan Data Tabel .....	65
<b>Lampiran 3</b> Plot Data Asli dan <i>Return</i> .....	66
<b>Lampiran 4</b> Uji Stasioneritas .....	67
<b>Lampiran 5</b> Identifikasi Model .....	68
<b>Lampiran 6</b> Model Stasioner .....	69
<b>Lampiran 7</b> Uji Heteroskedastisitas .....	70
<b>Lampiran 8</b> Uji Asimetris .....	71
<b>Lampiran 9</b> Prediksi Model .....	72
<b>Lampiran 10</b> EGARCH .....	73
<b>Lampiran 11</b> Koreksi AIC dan BIC .....	74
<b>Lampiran 12</b> Kointegrasi .....	75
<b>Lampiran 13</b> Kausalitas .....	76
<b>Lampiran 14</b> EGARCH-ECM .....	77
<b>Lampiran 15</b> Perbandingan Error dengan EGARCH .....	78
<b>Lampiran 16</b> Perbandingan Error dengan EGARCH-ECM .....	79



## LAMPIRAN

### Lampiran 1. Listing Program Econometric Matlab Toolbox

Fungsi untuk menampilkan tabel data yang diinginkan

```
function btn_input_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)
[filename, pathname] = uigetfile( ...
    {'*.xls;*.xlsx', 'All Excell Files (*.xls, *.xlsx)'; ...
    '*.*', 'All Files (*.*)'}, ...
    'Pick a file');
if not(isequal(filename,0))
    handles.data_asli = xlsread([pathname filename],1);
    handles.data_return = xlsread([pathname filename],2);
    guidata(hObject,handles);
    on_IHSG(handles)

    data = [handles.data_asli handles.data_return];
    set(handles.tbl_input_jci, 'Data', data, 'ColumnName', {'Data
Asli', 'Data Return'});
end
```

Fungsi untuk menampilkan plot data asli dan plot data *return*

```
function btn_plot_pola_datajci_Callback(hObject, eventdata,
handles)

N = length(handles.Y);
handles.Y = handles.data_asli;
handles.dY = price2ret(handles.Y);
guidata(hObject, handles);

cla
subplot(2,1,1)
plot(handles.Y)
xlim([0,N])
subplot(2,1,2)
plot(handles.dY)
xlim([0,N])
```

Fungsi untuk mengetahui stasioneritas data *return*

```
function btn_stasioner_jci_Callback(hObject, eventdata,
handles)

hasil = adftest(handles.dY);
if hasil == 0
    ket = 'Tidak Stasioner';
    set(handles.btn_transformasi_jci, 'Enable', 'on')
else
```



```

        ket = 'Stasioner';
    end
    set(handles.txt_ket_stasioner_jci1,'String',ket);

```

Fungsi untuk mengetahui bahwa data transformasi data *return* stasioner atau tidak

```

function btn_transformasi_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)
handles.tranf = ln(handles.dY);
hasil = adftest(handles.tranf);
if hasil == 0
    ket = 'Tidak Stasioner';
else
    ket = 'Stasioner';
end
set(handles.txt_ket_stasioner_jci,'String',ket);

```

Fungsi untuk identifikasi model stasioner, dengan plot ACF dan PACF

```

function btn_id_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)
cla
subplot(2,1,1)
autocorr(handles.dY)
subplot(2,1,2)
parcorr(handles.dY)

```

Fungsi untuk estimasi model ARIMA dan diagnostik model

```

function btn_arima_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)

p = str2num(get(handles.edit_input_p,'String'));
d = str2num(get(handles.edit_input_d,'String'));
q = str2num(get(handles.edit_input_q,'String'));
handles.dY = handles.data_return;

model = arima(p,d,q);
fit = estimate(model,handles.dY);
res = infer(fit,handles.dY);
guidata(hObject, handles);

%uji diagnostik model stasioner
cla
subplot(2,2,1)
plot(res./sqrt(fit.Variance))
subplot(2,2,2)
qqplot(res)
subplot(2,2,3)
autocorr(res)
subplot(2,2,4)
parcorr(res)

```



### Fungsi uji heteroskedastisitas

```
function btn_hetero_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)
[h,p,Qstat,crit] = lbqtest(handles.Y,'Lags',[5,10,15]);
%uji arch heteroskedastisitas model stasioner
r = price2ret(handles.Y);
e = r - mean(r);
[h,p,Fstat,crit] = archtest(e,'lags',2);
data = ([ 'P = ' num2str(p)], [ 'Fstat = '
num2str(Fstat)], [ 'Crit = ' num2str(crit)]);
set(handles.txt_hasil_jci,'String',data)
```

### Fungsi uji asimetris

```
function btn_asimetris_jci_Callback(hObject, eventdata,
handles)
r = price2ret(handles.Y);
e = r - mean(r);
e2 = e.^2;
acf = autocorr(e2,20); %tbl_asimetris_jci
pacf = parcorr(e2,20); %tbl_asimetris_jci
data = [acf pacf];
set(handles.tbl_asimetris_jci,'Data',data,'ColumnName',{'ACF',
'PACF'});
cla
subplot(2,1,1)
autocorr(e2)
subplot(2,1,2)
parcorr(e2)
```

### Fungsi prediksi model rata-rata

```
function btn_forejci_Callback(hObject, eventdata, handles)
handles.data_forjci = xlsread('forjci.xlsx',1);
handles.Y2 = handles.data_forjci;

model = arima(p,d,q);
fit = estimate(model,handles.Y2);
res = infer(fit,handles.Y2);
[Yf YMSE] = forecast(fit,24,'Y0',handles.Y2(1:24));

data = [handles.Y2 Yf];

set(handles.tbl_forecast,'Data',data,'ColumnName',{'actual','f
orecast IHSG'});

guidata(hObject, handles);
```

### Fungsi untuk estimasi parameter model variansi EGARCH

```
function egarch_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)
t = str2num(get(handles.edit_input_r,'String'));
```



```

u = str2num(get(handles.edit_input_s, 'String'));
handles.Y = handles.data_asli;
r = price2ret(handles.Y);
n = length(r);
Mdl = egarch(t,u);
[EstMdl,EstParamCov,logL] = estimate(Mdl,r);
numParams = sum(any(EstParamCov));

data = ({['Constant = ' num2str(EstMdl.Constant)],
['GARCH(1) = ' ...
num2str(EstMdl.GARCH{1})], ['ARCH(1) = ' ...
num2str(EstMdl.ARCH{1})], ...
['Leverage = ' num2str(EstMdl.Leverage{1})]});
set(handles.txt_egarch_jci, 'String', data)

```

Fungsi untuk model EGARCH terbaik, AIC dan BIC

```

function aic_jci_Callback(hObject, eventdata, handles)
t = str2num(get(handles.edit_input_r, 'String'));
u = str2num(get(handles.edit_input_s, 'String'));
handles.Y = handles.data_asli;
r = price2ret(handles.Y);
n = length(r);
Mdl = egarch(t,u);
[EstMdl,EstParamCov,logL] = estimate(Mdl,r);
numParams = sum(any(EstParamCov));
%ukuran AIC dan BIC semakin kecil semakin baik
[aic,bic] = aicbic(logL,numParams,n)
data = ({['AIC = ' num2str(aic)], ['BIC = ' ...
num2str(bic)]});
set(handles.txt_aic_jci, 'String', data)

```

Fungsi untuk uji kointegrasi

```

function btn_coint_Callback(hObject, eventdata, handles)
Y = xlsread('jci.xlsx',5);
[h,pValue,stat,cValue] = jcitest(Y,'test',{'t1','t2'});
if pValue(1,1) < 0.05
ket = 'Ada Kointegrasi';
else
ket = 'Tidak Ada Kointegrasi';
end
set(handles.txt_coint, 'String', ket);

```

Fungsi untuk uji kausalitas

```

function btn_kausal_Callback(hObject, eventdata, handles)
Y = xlsread('jci.xlsx',3);
[h,pValue,stat,cValue] = egcitest(Y,'test',{'t1','t2'});
if pValue(1,1) < 0.05
ket = 'ISSI sebab IHSG';
else
ket = 'ISSI bukan sebab IHSG';
end

```



```
end
set(handles.txt_kausal,'String',ket);
```

```
function btn_kausal_Callback(hObject, eventdata, handles)
Y = xlsread('jci.xlsx',3);
[h,pValue,stat,cValue] = egcitest(Y,'test',{'t1','t2'});
if pValue(2,1) < 0.05
    ket = 'IHSG sebab ISSI';
else
    ket = 'IHSG bukan sebab ISSI';
end
set(handles.txt_kausal,'String',ket);
```

### Fungsi untuk model EGARCH-ECM

```
function btn_egarchecm_Callback(hObject, eventdata, handles)
handles.data_dissi = xlsread('egarchec.xlsx',2);
handles.data_dx = xlsread('egarchec.xlsx',3);
mdl = LinearModel.fit(handles.data_dx,handles.data_dissi)
Xnew = handles.data_dx;
ypred = predict(mdl,Xnew)

t = str2num(get(handles.edit_input_r,'String'));
u = str2num(get(handles.edit_input_s,'String'));
n = length(ypred);

Mdl = egarch(t,u);
fit = estimate(Mdl,ypred)
[EstMdl,EstParamCov,logL] = estimate(Mdl,ypred);
numParams = sum(any(EstParamCov));

data = ([ 'Constant = ' num2str(EstMdl.Constant)],
[ 'GARCH(1) = ' ...
    num2str(EstMdl.GARCH{1})], [ 'ARCH(1) = '
num2str(EstMdl.ARCH{1})], ...
[ 'Leverage = ' num2str(EstMdl.Leverage{1})] ]);
set(handles.txt_egarchecm,'String',data)

[aic,bic] = aicbic(logL,numParams,n)
data = ([ 'AIC = ' num2str(aic)], [ 'BIC = ' ...
    num2str(bic)] );
set(handles.txt_ecm,'String',data)

guidata(hObject, handles);
```

### Fungsi untuk plotting data prediksi model rata-rata *return* IHSG

```
function btn_forejci_Callback(hObject, eventdata, handles)
p = str2num(get(handles.edit_input_p,'String'));
d = str2num(get(handles.edit_input_d,'String'));
q = str2num(get(handles.edit_input_q,'String'));
handles.data_forjci = xlsread('forjci.xlsx',1);
handles.data_forissi = xlsread('forissi.xlsx',1);

Y1 = handles.data_forjci;
rY1 = price2ret(Y1);

model = arima(p,d,q);
```



```

fit      = estimate(model,handles.rY1);
res      = infer(fit,handles.rY1);
[rY1f YMSE] = forecast(fit,24,'Y0',rY1(1:24));
Y1f = ret2price(rY1f)

subplot(2,1,1)
h1 = plot(Y1,'r','LineWidth',2);
hold on
h2 = plot(Y1f,'--b','LineWidth',2);
legend([h1 h2], 'Observed', 'Forecast', 4);
title(['Data IHSG'])
hold off
subplot(2,1,2)
h3 = plot(rY1,'r','LineWidth',2);
hold on
h4 = plot(rY1f,'--b','LineWidth',2);
legend([h3 h4], 'Observed', 'Forecast', 4);
title(['Data Return IHSG'])
hold off

```

**Fungsi untuk plotting data prediksi model variansi *return* ISSI**

```

handles.data_ry = xlsread('forissi.xlsx',1);
handles.data_rx = xlsread('forjci.xlsx',1);
mdl            = LinearModel.fit(handles.data_rx ,handles.data_ry)
Xnew           = handles.data_rx;
ypred          = predict(mdl,Xnew);

t              = str2num(get(handles.edit_input_r,'String'));
u              = str2num(get(handles.edit_input_s,'String'));
n = length(ypred);

Mdl = egarch(t,u);
fit = estimate(Mdl,ypred);

ryf = forecast(fit,24,'Y0',ypred);
yf = ret2price(ryf);
y = ret2price(handles.data_ry);
subplot(2,1,1)
h3 = plot(y,'r','LineWidth',2);
hold on
h4 = plot(yf,'--b','LineWidth',2);
legend([h3 h4], 'Observed', 'Forecast');
title(['Data ISSI'])
hold off
subplot(2,1,2)
h1 = plot(ry,'r','LineWidth',2);
hold on
h2 = plot(ryf,'--b','LineWidth',2);
legend([h1 h2], 'Observed', 'Forecast', 4);
title(['Return ISSI'])
hold off

```